

A Determinação do Preço de Venda e de Aluguel da Terra na Agricultura

CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA

Resumo

Este artigo desenvolve modelos estatísticos para explicar a determinação do preço de arrendamento e de venda da terra na agricultura brasileira. Utilizamos a concepção de que tais preços são determinados pelo cruzamento das curvas de oferta e de demanda de terra para arrendamento e compra e venda de terra. As variáveis explicativas dessas demandas e ofertas foram selecionadas da literatura revisada.

Os modelos desenvolvidos foram utilizados para explicar o comportamento do valor do aluguel e do preço de venda da terra na agricultura mineira de 1970 a 1985. Os resultados obtidos indicaram um desempenho razoável desses modelos.

Palavras-chaves: preço da terra, modelos estatísticos, especulação com terras, Minas Gerais.

Abstract

This article develops statistics models to explain how the rent and selling land prices have been determined in the Brazilian Agriculture. It was used the concept that such prices are result of the intersection between the supply and demand curves for land rent and commercialization of land. The explanatory variables were selected from the reviewed bibliography.

The models developed were applied to explain the behavior of the land values and rent prices in the agriculture in the state of Minas Gerais during the period between 1970 and 1985. The results obtained indicated a reasonable performance for the models.

Key-words: land value, statistics models, land venture, Minas Gerais.

Apresentação

A terra na economia brasileira, bem como em outros países (como EUA), funciona como uma reserva de valor e como um meio de produção.

A maioria dos textos que procura analisar a determinação do preço da terra agrícola, levanta os fatores determinantes sem formular modelos estatís-

O autor é doutor pelo IPE/USP e professor da ESALQ/USP.

ticos que permitam avaliar a importância de cada um desses fatores (veja os trabalhos de SAYAD ,1977 e 1982; RANGEL ,1979; RESENDE ,1982 e EGLER ,1985). As únicas exceções são os trabalhos de Oliveira e Costa (1978) e o de Pinheiro (1980). O trabalho de Oliveira e Costa desenvolve um modelo de equilíbrio geral para a determinação do preço da terra, mas não a considera como reserva de valor. O trabalho de Pinheiro considera a terra como reserva de valor, mas desenvolve um modelo estatístico muito simples⁽¹⁾, não considerando diversas variáveis determinantes do preço da terra.

Procurando contribuir para a formulação de modelos estatísticos com o intuito de explicar o comportamento do preço da terra no Brasil, desenvolvemos neste trabalho um modelo de determinação do preço de arrendamento e outro sobre o preço de venda da terra. Utilizamos a concepção de que tais preços são determinados pelo cruzamento das curvas de oferta e de demanda de terra para arrendamento e compra e venda, respectivamente.

Consideraremos como determinantes do preço de arrendamento e de venda da terra as variáveis mais importantes dos modelos de Sayad (1977 e 1982), Oliveira e Costa (1978), Pinheiro (1980) e Egler (1985), pois acreditamos que tais autores já levantaram e discutiram todas as variáveis mais importantes na determinação do preço da terra.

1. O Modelo de Determinação do Valor do Aluguel e do Preço de Venda da Terra na Agricultura Brasileira

Supomos que existe uma dotação fixa de terras para as atividades agropecuárias em uma região (ou Estado e até mesmo no país). Essas terras não são homogêneas, havendo terra de cultura de primeira, terra de cultura de segunda, terra com cerrado, terra de pastagens e terra de campo. As três primeiras podem, teoricamente, ter suas condições de fertilidade aproximadas graças às modernas técnicas e insumos para preparo, correção e adubação do solo.

Contudo, nem toda terra apropriada para atividades agropecuárias em uma região está disponível para esta finalidade. Sayad (1977 e 1982) ressalta que no Brasil a terra é utilizada como reserva de valor e o setor privado aplica parte de sua poupança na aquisição de terras esperando auferir aumento de sua riqueza com as valorizações das mesmas. É razoável supor que parcela das terras adquiridas com o propósito de especulação não serão utilizadas em

(1) PINHEIRO (1980) trabalha com uma equação do preço real de venda da terra em função do valor real do arrendamento e da taxa de inflação. O valor do arrendamento engloba os efeitos de outras variáveis vinculadas à produção e, a taxa de juros, as variáveis vinculadas à especulação, uso da terra como reserva de valor etc.

atividades agropecuárias pelos seus proprietários⁽²⁾ e nem alugadas, pois é do interesse do especulador tê-las disponíveis para transacioná-las no momento mais propício.

Alguns especuladores poderão realizar algum investimento agropecuário com o objetivo de aumentar o valor de suas propriedades, mas não com objetivo agropecuário.

Assim, devemos distinguir entre proprietários agricultores e proprietários especuladores. As ofertas e demandas de terras de ambos são afetadas por fatores distintos. Os proprietários agricultores atuam em função da lucratividade da operação agrícola e os proprietários especuladores em função da valorização da terra, da rentabilidade de aplicações financeiras e da incerteza sobre a estabilidade inflacionária.

De acordo com Egler (1985), podemos supor que nos momentos de baixo rendimento real dos papéis financeiros são adquiridas terras para a especulação, de modo a diminuir o total das terras ofertadas para arrendamento. De outro lado, nos momentos de alto rendimento dos papéis financeiros são vendidas as terras para adquirir aqueles, havendo um aumento na oferta de terras para a atividade agrícola e para arrendamento. Excluindo a terra usada para especulação, a parcela de terra usada para fins agrícolas poderá ser cultivada pelo próprio proprietário ou alugada, dependendo da rentabilidade das atividades agrícolas e da renda obtida com o arrendamento. Assim, a oferta de terra para arrendamento pode ter a seguinte função:

(2) A existência de áreas rurais sem exploração econômica esperando ser valorizadas é comentada em vários textos: SILVA (1980, p. 66-67), a partir do exame da distribuição dos imóveis rurais do Brasil, em 1972, por estrato de área e por estrato de renda bruta, constatou a presença de significativo número de imóveis "vazios", principalmente de maiores dimensões e que existiam tanto em áreas de expansão da fronteira agrícola como em regiões de colonização mais antiga. Diz o autor: "...Ressalte-se que não se está referindo a áreas inaproveitáveis dentro de imóveis explorados, mas a imóveis que são literalmente abandonados, sem qualquer tipo de exploração ou atividade, à espera de possível valorização imobiliária" (SILVA, 1986, p. 66).

A nível de Estados a análise acima foi feita para o Paraná (veja SILVA, 1982, p. 106-109), constatando a presença de imóveis "vazios" à espera de valorização.

Em São Paulo, SILVA (1982, p. 73-74) constatou a presença de 20% de imóveis vazios nos estratos de menos de 2 ha e de 10.000 e mais ha em 1972, os quais correspondiam a loteamentos ou terras próximas a centros urbanos e de latifúndios à espera de valorização imobiliária, respectivamente (no total do Estado havia 5,8% de imóveis vazios). Também importante foi a constatação de que 20% da área total dos imóveis rurais paulistas eram inexploradas. Em Mato Grosso havia 15,2% do total de imóveis rurais classificados como vazios.

GONTIJO (1982) ressalta a existência, em Minas Gerais, de imóveis inexplorados e de áreas de terras apropriadas sem ocupação, embora não explique a razão desse fato (se se deve à especulação ou não). A partir dos dados cadastrais de imóveis do INCRA para 1976 (que indicam a apropriação da terra) e dos dados de estabelecimentos do Censo Agropecuário de 1975 (que indicam a área com ocupação econômica) diz o autor: "Uma primeira comparação, em termos agregados, da apropriação da terra com sua ocupação econômica, revela a existência de um grande número de imóveis inexplorados e uma significativa extensão de terras apropriadas sem ocupação..." (GONTIJO, 1982, p. 170).

$$TT = f(T^0 To, P_A/W, i, PAR, i_s) \quad (1)$$

onde: TT = oferta de terra para arrendamento; $T^0 To$ = disponibilidade total de terra para a atividade agrícola; P_A/W = preços dos produtos agrícolas em relação ao preço dos insumos agrícolas; i = taxa de juros real das aplicações financeiras; PAR = preço real de arrendamento; e i_s = taxa de juros real do crédito rural.

A demanda de terra para arrendamento, supondo que o empresário procure maximizar lucros, depende dos preços dos produtos agrícolas em relação ao preço dos insumos agrícolas, da taxa de juros real do crédito rural, do preço do arrendamento, do preço do insumo alternativo à terra (insumos modernos) e do avanço tecnológico. Assim temos:

$$DD = g(P_A/W, i_s, PAR, r, Y_E) \quad (2)$$

onde: DD = demanda de terra de arrendamento; P_A/W = preços dos produtos agrícolas em relação ao preço dos insumos agrícolas; i_s = taxa de juros real do crédito rural; PAR = preço real de arrendamento; r = preço real dos insumos modernos; Y_E = nível tecnológico.

A condição de equilíbrio é:

$$TT = DD \quad (3)$$

Temos, portanto, um sistema simultâneo formado pelas equações (1), (2) e (3) onde as variáveis endógenas são TT , DD e PAR e as variáveis exógenas são $T^0 To$, P_A/W , i_s , i , r e Y_E .

Supondo que (1) e (2) têm formas lineares, temos:

$$TT = a_0 + a_1 T^0 To + a_2 \cdot (P_A/W) = a_3 \cdot i + a_4 \cdot PAR + a_5 \cdot i_s \quad (4)$$

onde se espera que $a_1 > 0$, $a_2 < 0$, $a_3 > 0$, $a_4 > 0$ e $a_5 > 0$

$$DD = b_0 + b_1 \cdot (P_A/W) + b_2 \cdot i_s + b_3 \cdot PAR + b_4 \cdot Y_E + b_5 \cdot r \quad (5)$$

onde se espera que $b_1 > 0$, $b_2 < 0$, $b_3 < 0$, $b_4 < 0$ e $b_5 > 0$

Substituindo (4) e (5) em (3) obtemos:

$$\begin{aligned} a_0 + a_1 T^0 To + a_2 \cdot (P_A/W) + a_3 \cdot i + a_4 \cdot PAR + a_5 \cdot i_s &= b_0 + \\ b_1 \cdot (P_A/W) + b_2 \cdot i_s + b_3 \cdot PAR + b_4 \cdot Y_E + b_5 \cdot r & \end{aligned}$$

Isolando PAR temos:

$$(a_4 - b_3) \quad PAR = b_0 + b_1 \quad (P_A/W) + b_2 \cdot i_s + b_4 \quad Y_E + b_5 \quad r - \\ a_0 \cdot a_2 \cdot (P_A/W) \quad a_3 \cdot i - a_5 \quad i_s \quad a_1 \quad TOT$$

$$PAR = [(b_0 - a_0)/(a_4 - b_3)] + [(b_1 - a_2)/(a_4 - b_3)] \quad (P_A/W) + \\ [(b_2 - a_5)/(a_4 - b_3)] \quad i_s + [b_4/(a_4 - b_3)] \quad Y_E + [b_5/(a_4 - b_3)] \quad r + \\ [-a_3/(a_4 - b_3)] \quad i + [-a_1/(a_4 - b_3)] \quad TOT$$

ou

$$PAR = Z_0 + Z_1 \quad (P_A/W) + Z_2 \cdot i_s + Z_3 \cdot Y_E + Z_4 \cdot r + Z_5 \cdot i + \\ + Z_6 \cdot TOT \quad (6)$$

onde:

$$Z_0 = (b_0 - a_0)/(a_4 - b_3)$$

$$Z_1 = (b_1 - a_2)/(a_4 - b_3)$$

$$Z_2 = (b_2 - a_5)/(a_4 - b_3)$$

$$Z_3 = b_4/(a_4 - b_3)$$

$$Z_4 = b_5/(a_4 - b_3)$$

$$Z_5 = -a_3/(a_4 - b_3)$$

$$Z_6 = -a_1/(a_4 - b_3)$$

Na expressão (6) espera-se que $Z_1 > 0$, $Z_2 < 0$, $Z_3 < 0$, $Z_4 > 0$, $Z_5 < 0$ e $Z_6 < 0$.

Em resumo, espera-se que o preço de arrendamento eleve-se com o aumento dos preços dos produtos agrícolas em relação ao preço dos insumos agrícolas e com a elevação dos preços dos insumos modernos; e reduza-se com o aumento da taxa de juros do crédito rural, com o aumento da produtividade, com a elevação da taxa de juros das aplicações financeiras e com o aumento da disponibilidade total de terra para a atividade agrícola.

Considerando a oferta e a demanda de terra para venda e compra temos as seguintes formulações.

1º) a oferta de terra para venda (TT_V) depende da disponibilidade total de área agricultável (TOT) da taxa de juros dos ativos financeiros (i), da taxa de juros do crédito rural (i_s), dos preços dos produtos agrícolas em relação aos preços dos insumos agrícolas (P_A/W) e do preço de mercado da terra (P_T). Sendo a taxa de juros real dos ativos financeiros baixa, preferirão os proprietários especuladores reter suas terras e não a ofertarem para venda, o inverso ocorrendo com uma elevada taxa de juros real dos ativos financeiros. Existindo crédito, a taxa de juros baixa para a agricultura, os especuladores não ofertarão

terra, retendo-a como meio de auferirem créditos a custos baixos. A retração da oferta é maior quanto menor for a taxa de juros real do crédito rural. A terra possuída por agricultores não especuladores terá menos oferta de venda quanto maior for a rentabilidade deles próprios ao cultivá-las; e maior será a oferta quando o preço da terra for mais alto. Assim temos:

$$TT_V = h(T^0 T_I^0, P_A/W, i_S, i, P_T) \quad (7)$$

2º) A demanda de terra para compra (DD_V) compõe-se da demanda para fins produtivos e para fins especulativos.

A demanda de terra para fins produtivos depende dos preços dos produtos agrícolas em relação aos preços dos insumos agrícolas (P_A/W), da taxa de juros real do crédito rural (i_S), do preço da terra (P_T), do avanço tecnológico (Y_E) e do preço real dos insumos modernos (r). Quanto maior os preços dos produtos agrícolas em relação aos preços dos insumos agrícolas maior é a demanda para compra de terra por parte dos agricultores, sendo o inverso também verdadeiro. Quanto maior a taxa de juros real do crédito rural menor é a demanda de terra por parte dos agricultores, o inverso sendo verdade. Quanto maior o preço real de mercado da terra menor a demanda por ela. O avanço tecnológico diminui a demanda por terra para fins produtivos e a elevação dos preços reais dos insumos modernos eleva a demanda por terra para fins produtivos.

A demanda por terra para fins especulativos depende de uma variável *dummy* (D) que capta os efeitos da nova sistemática do Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (ITR) a partir de 1980, da taxa de inflação (TT), da taxa de juros real dos ativos financeiros (i) e da taxa de crescimento da economia (DP).

O novo ITR implementado a partir de 1980 objetivou criar incentivos aos proprietários de imóveis rurais para que cultivem a terra ociosa, reduzindo a alíquota medida que aumenta a percentagem utilizada da área da propriedade e aumentando a alíquota sobre a terra ociosa com o passar do tempo. Assim, a introdução do novo ITR diminui a demanda por terra para especulação.

Silva (1982, p. 176 a 192) critica o novo ITR como não sendo melhor que o anterior, pois não eliminou a possibilidade de subdeclaração do valor da terra nua (VTN) por parte do proprietário, a possibilidade de sonegação do pagamento do ITR e pelo fato de ter eliminado o mecanismo de elevação do imposto segundo as condições sociais de utilização e localização do imóvel, que existiam no ITR anterior (manteve-se apenas a variação do imposto segundo o seu tamanho e seu grau de utilização).

Na verdade, o problema da sonegação do ITR, devido à nova sistemática a partir de 1980, aumentou. De 1966 a 1979, em média, 46,55% do ITR anual,

lançado ou emitido, foi pago, enquanto esta média anual no período de 1980 a 1983 foi de 21,10% (veja os dados de FERREIRA, 1986, p. 231).

Esse aumento da sonegação deveu-se a dois fatos:

– os anos de 1981 a 1983 são marcados pela desaceleração ou recessão econômica; e

– o aumento gigantesco do ITR lançado ou emitido. Em termos reais, o ITR lançado ou emitido em 1980 foi 319% superior ao de 1979.

Assim, mesmo aumentando a sonegação, o ITR arrecadado em 1980, em termos reais, foi 33,4% maior do que o de 1979.

A sonegação do ITR devido varia muito de Estado para Estado. No período de 1981 a 1983, considerando as faixas de pagamento do ITR devido de 0 a 10%, 10 a 20, 20 a 30, 30 a 40 e mais de 40% temos (veja FERREIRA, 1986, p. 233):

0 a 10% – PA, AP, AC, AM

10 a 20% – BA, GO, SP, RR, DF, MA, MT, RO

20 a 30% – PR, MS, RJ, AL

30 a 40% – RS, CE, RN, MG, PB, PI, PE, SE

mais de 40% – ES, SC

Não obstante a possibilidade de subdeclaração do VTN⁽³⁾, deve ser lembrado que este fenômeno também existia no ITR anterior e não há indicações de que tenha aumentado.

Considerando a possibilidade de os proprietários obterem reduções no imposto devido na nova sistemática do ITR, segundo o grau de utilização e de eficiência do imóvel, concordamos que o novo ITR não tem o efeito de aumentar a carga de imposto sobre imóveis rurais com certos níveis mínimos de utilização em relação ao ITR anterior. Não obstante, o novo ITR tem o efeito de aumentar a carga de impostos sobre os imóveis vazios ou com utilização ínfima. Pelo ITR anterior, o máximo que um imóvel vazio de mais de 8.000 hectares⁽⁴⁾ pagaria por ano era 3,456% do valor da terra nua (VTN), e pelo novo imposto pagarão 7% do VTN no 1º ano, 10,5% do VTN no 2º ano e 14% do VTN no 3º e seguintes anos.

Assim, para alguns Estados onde a sonegação do ITR devido não é muito grande (entre eles Minas Gerais) e onde ocorre a presença significativa de imóveis vazios com fins especulativos, a elevação da carga tributária sobre esses imóveis deve ter tido o efeito de diminuir a demanda de terra para espe-

(3) Embora possa ocorrer a subdeclaração do VTN essa tem um limite, pois pelo decreto do novo ITR (nº 84.685 de 6/5/80) o valor declarado tem que ser no mínimo igual a um valor mínimo fixado pelo INCRA e o VTN é corrigido anualmente por um coeficiente de atualização estabelecido pelo INCRA para cada Unidade da Federação.

(4) Que corresponde a um imóvel vazio de 100 módulos fiscais nas áreas onde o módulo fiscal tem maior dimensão (mais de 80 ha).

culação (ainda que a níveis não satisfatórios) e, logicamente, o preço da terra. Por este motivo, manteremos no nosso modelo a variável *dummy D*. Contudo, reconhecemos que para alguns Estados (como Pará, Amapá, Acre e Amazonas), onde a sonegação do pagamento do ITR devido é muito grande, não há sentido em manter *D* nas estimativas dos seus preços da terra.

Na presença de inflação, a terra surge como uma reserva de valor protegida da erosão monetária. À medida que aumenta a taxa de inflação aumenta a demanda por terra como meio de proteção da riqueza real (como coloca PINHEIRO, 1980). Uma elevação da taxa de juros real dos ativos financeiros leva os especuladores a demandarem menos terra e mais ativos financeiros (segundo EGLER, 1985)⁽⁵⁾. E, de acordo com a argumentação de SAYAD (1982)⁽⁶⁾, devemos esperar nos momentos de maior crescimento da economia maior geração de poupança e, portanto, maior demanda de terra. Assim temos:

$$DD_V = I(P_A/W, i_S, i, P_T, Y_E, r, D, TT, DP) \quad (8)$$

Supondo que as funções (7) e (8) possuem formas lineares, temos:

$$TT_V = C_0 + C_1 \cdot T^0 T^0 = C_2 \cdot (P_A/W) + C_3 \cdot i_S + C_4 \cdot i + C_5 \cdot P_T \quad (9)$$

onde $C_1 > 0$, $C_2 < 0$, $C_3 > 0$, $C_4 > 0$ e $C_5 > 0$

$$DD_V = B_0 + B_1 \cdot (P_A/W) + B_2 \cdot i_S + B_3 \cdot i + B_4 \cdot P_T + B_5 \cdot Y_E + B_6 \cdot r + B_7 \cdot D + B_8 \cdot TT + B_9 \cdot DP \quad (10)$$

onde $B_1 > 0$, $B_2 < 0$, $B_3 < 0$, $B_4 < 0$, $B_5 < 0$, $B_6 > 0$, $B_7 < 0$, $B_8 > 0$ e $B_9 > 0$

A condição de equilíbrio é que:

$$TT_V = DD_V \quad (11)$$

As equações (9), (10) e (11) formam um sistema de equações simultâneas onde TT_V , DD_V e P_T são as variáveis endógenas e (P_A/W) , i_S , i , Y_E , r , D , TT e DP são as variáveis exógenas.

Substituindo (9) e (10) em (11) temos:

$$\begin{aligned} C_0 + C_1 \cdot T^0 T^0 + C_2 \cdot (P_A/W) + C_3 \cdot i_S + C_4 \cdot i + C_5 \cdot P_T &= B_0 + \\ B_1 \cdot (P_A/W) + B_2 \cdot i_S + B_3 \cdot i + B_4 \cdot P_T + B_5 \cdot Y_E + B_6 \cdot r + B_7 \cdot D + \\ + B_8 \cdot TT + B_9 \cdot DP \end{aligned}$$

(5) Ao nosso ver a taxa de juros real das aplicações financeiras capta a especulação comentada por PINHEIRO (1980).

(6) Achamos que a argumentação de SAYAD (1982) é mais convincente que a de RESENDE (1982) sobre o impacto do crescimento econômico sobre o preço real da terra.

Isolando P_T temos:

$$C_5 - B_4) P_T = B_0 - C_0 + B_1 (P_A/W) - C_2 \cdot (P_A/W) + B_2 \cdot i_S - C_3 \cdot i_S + \\ + B_3 \cdot i - C_4 \cdot i + B_5 \cdot Y_E + B_6 \cdot r + B_7 \cdot D + B_8 \cdot TT + B_9 \cdot DP - C_1 \cdot TOT$$

$$P_T = [(B_0 - C_0)/(C_5 - B_4)] + [(B_1 - C_2)/(C_5 - B_4)] \cdot (P_A/W) + \\ [(B_2 - C_3)/(C_5 - B_4)] \cdot i_S + [(B_3 - C_4)/(C_5 - B_4)] \cdot i + [B_5/(C_5 - B_4)] \cdot Y_E + \\ [B_6/(C_5 - B_4)] \cdot r + [B_7/(C_5 - B_4)] \cdot D + [B_8/(C_5 - B_4)] \cdot TT + \\ [B_9/(C_5 - B_4)] \cdot DP + [-C_1/(C_5 - B_4)] \cdot TOT$$

ou

$$P_T = Y_0 + Y_1 (P_A/W) + Y_2 \cdot i_S + Y_3 \cdot i + Y_4 \cdot Y_E + \\ + Y_5 \cdot r + Y_6 \cdot D + Y_7 \cdot TT + Y_8 \cdot DP + Y_9 \cdot TOT \quad (12)$$

onde

$$Y_0 = [(B_0 - C_0)/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_1 = [(B_1 - C_2)/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_2 = [(B_2 - C_3)/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_3 = [(B_3 - C_4)/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_4 = [B_5/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_5 = [B_6/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_6 = [B_7/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_7 = [B_8/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_8 = [B_9/(C_5 - B_4)]$$

$$Y_9 = [-C_1/(C_5 - B_4)]$$

Espera-se que $Y_1 > 0$, $Y_2 < 0$, $Y_3 < 0$, $Y_4 < 0$, $Y_5 > 0$, $Y_6 < 0$, $Y_7 > 0$, $Y_8 > 0$ e $Y_9 < 0$.

Em resumo, espera-se que um aumento nos preços dos produtos agrícolas em relação aos preços dos insumos agrícolas, dos preços dos insumos modernos, da inflação e da taxa de crescimento da economia aumentem o preço real de venda da terra; e a elevação da taxa de juros real do crédito rural, da taxa de juros das aplicações financeiras, o avanço tecnológico, a introdução da nova sistemática do Imposto sobre a Propriedade Territorial e o aumento da disponibilidade de terra reduzam o preço real de venda da terra.

2. Estimativas das Expressões (6) e (12)

As expressões (6) e (12) do item anterior foram aplicadas por Bacha (1988, p. 385 a 396) na explicação do valor de arrendamento de 1 hectare de terra nua de cultura em Minas Gerais de 1973 a 1985 e do preço de venda de

1 hectare de terra nua de cultura e com cerrado de 1970 a 1985. Como o valor de $T^{\text{OT}}\text{O}$ pouco se altera em Minas Gerais, essa variável foi omitida⁽⁷⁾.

O objetivo das estimativas foi realizar uma primeira avaliação do modelo, postergando para uma outra ocasião uma avaliação empírica mais extensa.

Dois pontos devem, de antemão, ser ressaltados nos resultados abaixo estimados. Primeiro, devido à inexistência de dados tivemos de trabalhar com poucas observações, reduzindo os graus de liberdade da análise. Segundo, nossa preocupação maior foi em confirmar os sinais esperados das variáveis e não seus níveis de significação. Por isso, mostraremos as regressões incluindo todas as variáveis explicativas.

Definindo P_{AR} = preço real de arrendamento por um ano de 1 hectare de terra nua em Minas Gerais (preços constantes de 1977); P_T = preço real de venda de 1 hectare de terra nua para cultura (preços constantes de 1977); PTC = preço real (em cruzeiros e 1977) de 1 hectare de terra nua com cerrado

(7) Para avaliarmos o total de terra disponível à atividade agrícola podemos utilizar os dados cadastrais do INCRA sobre a área total dos imóveis rurais ou os dados dos Censos Agropecuários sobre a área total dos estabelecimentos rurais. Teoricamente os dados de imóveis do INCRA são mais adequados, pois incluem os imóveis vazios, que não são computados pelo Censo como estabelecimentos. Não obstante, os dados cadastrais do INCRA mostram algumas deficiências. Os cadastramentos de 1965 e 1972 não computaram todas as declarações e, por isso, o adequado é utilizar os dados atualizados de 1967 e 1976. Contudo, as ameaças de reforma agrária logo após 1964 levaram os fazendeiros a sonegarem informações no cadastramento de 1965 (atualizado até 1967), enquanto à institucionalização posterior da necessidade do registro no INCRA (necessário para registro do imóvel em cartório, para acesso a financiamentos bancários e para declaração na cédula G do imposto de renda) conduziu a um melhor cadastramento em 1972 (atualizado até 1976). Isto desvirtua a taxa de crescimento geométrico anual da área total dos imóveis rurais entre 1967 e 1976 como representativa do crescimento da oferta de terra para a atividade agrícola. Assim, quando essa taxa for pequena (como para Minas Gerais) é razoável considerarmos a oferta de terra para a atividade agrícola como praticamente constante, mesmo porque a parte referente à expansão real da oferta de terra para atividade agrícola deve-se, em grande parte, à ocupação de áreas devolutas por agricultores sem títulos reconhecidos de propriedade (e, portanto, sem possibilidade de negociação).

O exame das áreas cadastradas dos imóveis rurais em 1967 e 1976 (veja SILVA, 1980, p. 43 a 49) gera as seguintes taxas geométricas anuais de crescimento da área total: Rondônia -5,77%; Acre 13,53%; Amazonas 10,48%; Roraima 3,12%; Pará 5,37%; Amapá 0,15%; Maranhão 4,60%; Piauí 0,58%; Ceará 0,98%; Rio Grande do Norte 1,13%; Paraíba -0,27%; Pernambuco 0,88%; Alagoas -0,46%; Sergipe 2,30%; Bahia 2,29%; Minas Gerais 1,01%; Espírito Santo 1,82%; Rio de Janeiro (incluindo Guanabara) 1,08%; São Paulo 1,04%; Paraná 0,99%; Santa Catarina 0,67%; Rio Grande do Sul 0,26%; Mato Grosso 6,69%; Goiás 2,93%; e Distrito Federal 4,02%.

O exame dos dados sobre a área total dos estabelecimentos agropecuários de Minas Gerais (dados dos Censos Agropecuários) também nos permite considerá-la estável de 1970 a 1985, principalmente de 1980 a 1985. A taxa geométrica média anual de crescimento dessa área foi de 1,215% no quinquênio 1970/75, 0,768% a.a. no quinquênio 1975/80, -0,141% a.a. no quinquênio 1980/85 e 0,612% a.a. no período 1970/85.

A mesma conclusão obtivemos considerando as áreas ocupadas com lavouras (permanentes e temporárias), pastagens (naturais e plantadas), matas e florestas (naturais e plantadas) e terras aproveitáveis não utilizadas e em descanso (que também são dados dos Censos Agropecuários), cujas taxas geométricas médias anuais de crescimento foram de 1,615% no quinquênio 1970/75, 0,179% a.a. no quinquênio 1975/80 e 0,895 a.a. no decênio 1970/80.

(P_{AR} , P_T e PTC são dados da EPAMIG); P_A/W = índice de preços recebidos pelos agricultores de Minas Gerais (FGV) dividido pelo índice de preços pagos pelos agricultores de Minas Gerais (FGV), ambos com base 1977 = 100; $i_S = \{[(1 + \text{taxa de juros nominal anual do crédito rural})/(1 + \text{variação anual do IGP-DI})] - 1\} \times 100$; Y_E = índice de Paasche da produtividade de 22 culturas em Minas Gerais, tomando área e produtividade em médias móveis bianuais; r = índice de preços pagos pelos agricultores de Minas Gerais (FGV) dividido pelo $IGP-DI$, ambos com base 1977 = 100; e $i = \{[(1 + \text{rentabilidade anual da ORTN})/(1 + \text{variação anual do IGP-DI})] - 1\} \times 100$, sendo que se considerou a rentabilidade da ORTN com juros de 8% a.a.; D = variável dummy com valor zero de 1970 a 1979 e com valor um de 1980 à 1985; TT = variação de ano para ano da média do $IGP-DI$ (tendo 1977 como 100); e DP = taxa de crescimento real (a preços de 1977) do Produto Interno Bruto.

Das várias regressões realizadas, selecionamos:

a)regressão CORC (Cochrane-Orcutt) da expressão (6) (o número entre parênteses embaixo de cada coeficiente estimado é a sua estatística t e os valores utilizados são $X_{1*} = X_{1,t} - 0,869853X_{1,t-1}$, onde X_1 são P_{AR} , (P_A/W), i_S , Y_E , r e i):

$$\begin{aligned} P_{AR} = & -787,56737 + 81,524266.(P_A/W)* -3,9006948.i_S * -1,2514301.Y_E* \\ & (-4,0628260) \quad (0,2770914) \quad (-1,1565857) \quad (-0,3381237) \\ & + 1.229,7231.r* + 4,5733373.i* \\ & (3,3042588) \quad (1,4509276) \\ R^2 = & 0,879847 \quad F = 8,787285 \quad DW = 1,945316 \end{aligned}$$

Utilizando os valores médios de P_{AR} , (P_A/W), i_S , Y_E , r e i de 1974 a 1985 encontramos as seguintes elasticidades:

$$\begin{aligned} E_{(P_A/W)} &= 0,0884921 \quad E_{i_S} = 0,0911219 \quad E_{Y_E} = -0,196007 \\ E_r &= 1,717344 \quad E_i = -0,006702 \end{aligned}$$

A média aritmética de i_S e de i de 1974 a 1985 são valores negativos. Assim, E_{i_S} positivo indica que uma diminuição na taxa de juros real do crédito rural de 1% gera 0,091% de aumento de P_{AR} , e uma diminuição de 1% nos juros reais das aplicações financeiras diminui P_{AR} de 0,007%.

Ordenando em ordem decrescente a importância das variáveis (considerando o valor das elasticidades como uma medida dessa importância) na determinação de P_{AR} temos: r , Y_E , i_S , (P_A/W) e i . Vemos, portanto, um predomínio dos elementos vinculados ao setor produtivo agrícola (r , Y_E e (P_A/W)) na determinação de P_{AR} em relação aos elementos especulativos (i_S e i).

b) regressão OLS (mínimos quadrados ordinários) de P_T :

$$\begin{aligned}
 P_T = & -21.919,304 + 5.935,6061.(P_A/W) - 128,71758.i_S + 63,187167.j + \\
 & (-3,0305475) \quad (1,4381534) \quad (-2,4981613) \quad (0,7901008) \\
 & + 25,330295.Y_E + 19,928,475.r - 1,835,6446.D - 5,5213272.TT + 135,05950.DP \\
 & (0,4062538) \quad (3,5359051) \quad (-0,7047583) \quad (-0,3760994) \quad (1,4298238) \\
 R^2 = & 0,902019 \quad F = 8,055305 \quad DW = 2,033759
 \end{aligned}$$

Tomando os valores médios de P_T , (P_A/W) , i_S , i , Y_E , r , D , TT e DP de 1970 a 1985 encontramos as seguintes elasticidades:

$$\begin{aligned}
 E_{(P_A/W)} &= 0,6968401 \quad E_{i_S} = 0,2781072 \quad E_i = -0,0059901 \\
 E_{Y_E} &= 0,4255286 \quad E_r = 2,9673499 \quad E_D = -0,1044481 \quad E_{TT} = -0,0635002 \\
 E_{DP} &= 0,1344922
 \end{aligned}$$

Observe que a média aritmética de i_S e i de 1970 a 1985 são valores negativos. Assim, uma diminuição de 1% na taxa de juros real do crédito rural gera um aumento de 0,278% em P_T , e uma diminuição de 1% na taxa de juros real das aplicações financeiras diminui P_T de 0,006%.

Ordenando as variáveis independentes em ordem decrescente de influência sobre P_T encontramos: r , (P_A/W) , Y_E , i_S , DP , D , TT e i . Constatamos, portanto, um predomínio de elementos vinculados ao setor produtivo agrícola (r , (P_A/W) e Y_E) na determinação de P_T em relação aos elementos especulativos (i_S , TT e i) e em relação aos elementos vinculados ao ambiente econômico (DP e D).

c) regressão OLS de PTC :

$$\begin{aligned}
 PTC = & -5,527,7848 + 1,953,8095.(P_A/W) - 74,980508.i_S - 27416321.i + \\
 & (-1,5656199) \quad (0,9697576) \quad (-2,9810676) \quad (-0,0702269) \\
 & + 13,826246.Y_E + 4,908,4281.r - 1,571,1688.D + 7,7765323.TT + 30,058280.DP \\
 & (0,4542578) \quad (1,7840614) \quad (-1,2357064) \quad (1,0851406) \quad (0,6518720) \\
 R^2 = & 0,888523 \quad F = 6,974181 \quad DW = 2,082973
 \end{aligned}$$

Utilizando os valores médios de PTC , (P_A/W) , i_S , i , Y_E , r , D , TT e DP de 1970 a 1985 calculamos as seguintes elasticidades:

$$\begin{aligned}
 E_{(P_A/W)} &= 0,4206551 \quad E_{i_S} = 0,2970727 \quad E_i = 0,0004764 \\
 E_{Y_E} &= 0,4259285 \quad E_r = 1,3400008 \quad E_D = -0,16403 \quad E_{TT} = 0,1640062 \\
 E_{DP} &= 0,0548894
 \end{aligned}$$

Os valores médios de i_S e i no período de 1970 a 1985 são negativos, tal que uma diminuição de 1% na taxa de juros real do crédito rural e das aplicações financeiras elevam o PTC de 0,297% e 0,0005%, respectivamente.

Ordenando as variáveis que determinam PTC em ordem decrescente de influência temos: r , Y_E , (P_A/W) , i_S , D , TT , DP e i . Como no caso da determina-

ção de P_T , as variáveis vinculadas ao setor produtivo agrícola (r , Y_E e (P_A/W)) exercem maior influência sobre PTC do que as variáveis vinculadas à especulação (i_s , TT e i) e as vinculadas ao ambiente econômico (D e DP).

Nas regressões apresentadas acima algumas variáveis tiveram sinais contrários aos esperados, mas seu nível de significância estatística foi baixo. A maioria das variáveis estimadas tiveram os sinais esperados.

No trabalho de Bacha (1988) foram testadas outras regressões modificando a definição de algumas variáveis ou omitindo algumas delas.

Considerações Finais

Os resultados encontrados para a estimação das expressões (6) e (12) para Minas Gerais como um todo mostram um desempenho razoável dos nossos modelos de determinação do valor de aluguel e do preço de compra e venda de terra na agricultura. Contudo, a avaliação final dos modelos só poderá ser feita com sua estimação para outros Estados e regiões.

A análise das elasticidades das variáveis incluídas nas equações estimadas para Minas Gerais indicou que as variáveis vinculadas à produção agropecuária (preços reais dos insumos modernos, nível tecnológico e preços recebidos pelos produtores dividido pelos preços pagos pelos produtores) exercem maior influência sobre o preço de venda e de aluguel da terra em Minas Gerais do que os elementos vinculados à especulação (taxas de juros reais do crédito rural e das aplicações financeiras, e a taxa de inflação) e do que os elementos vinculados ao ambiente econômico (a nova sistemática da tributação da terra e a taxa de crescimento econômico da economia). Em futuros testes do modelo, outras medidas da importância das variáveis deverão ser consideradas.

É preciso fazer um comentário especial sobre os coeficientes estimados da variável D . Tanto nas regressões de P_T quanto nas de PTC realizadas por Bacha (1988) com os dados de Minas Gerais tais coeficientes tiveram o sinal esperado e estatisticamente significantes. Este resultado nos conduz, inicialmente, à conclusão de que o novo ITR teve o efeito de diminuir a demanda de terra para especulação. Tal conclusão pode, a princípio, ser surpreendente, pois a maioria dos textos que analisam o novo ITR (veja ALVES, SALOMON & MELO, 1981, p. 134 a 156; SILVA, 1982, p. 176 a 192 e GIFFONI, 1986) são unâimes em mostrar a pouca eficiência do novo ITR em modificar a estrutura agrária e o uso da terra, tendo em vista a subdeclaração do valor da terra nua (VTN), a sonegação do pagamento do ITR devido e a possibilidade de reduzir ao mínimo o imposto devido através de manipulação sobre a informação da área aproveitável do imóvel (o qual permite elevar o grau de utilização do mesmo). Mas, como já ressaltamos no item 1, o novo ITR amenta a carga tributária sobre imóveis vazios, pois as alíquotas são maiores do que no ITR an-

terior (considerando o fato da subdeclaração do VTN também ocorrer antes de 1980 e a sonegação do pagamento do ITR devido não ser em Minas Gerais tão elevado quanto em outros Estados) acreditamos que tais imóveis vazios tiveram uma elevação da carga tributária, o que atua no sentido de desincentivar sua manutenção.

Devemos ressaltar que apesar do novo ITR ter o efeito de diminuir a demanda de terra para especulação, essa pode aumentar devido aos efeitos das outras variáveis que mais do que compensam o efeito de D .

Ainda quanto ao valor de D devemos chamar a atenção para o fato de que a maneira como a medimos (variável *dummy* com valor 0 de 1970 a 1979 e 1 de 1980 a 1985) pode estar captando não apenas o efeito negativo da nova sistemática do ITR sobre o preço da terra, mas também uma mudança de intercepto causada pela descontinuidade no comportamento de i_S , i e DP na 1ª metade da década de 80 em relação aos valores observados de 1970 a 1979. Assim, devemos ser céticos em considerar a variável *dummy D* como captando apenas os efeitos da nova sistemática do ITR sobre o preço da terra.

Referências Bibliográficas

- ALVES, Denisard C. O., SALOMON, Basília M. A. & MELO, Fernando H. *Pesquisa em política nutricional*. Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição/Financiadora de Estudos e Projetos/Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, jun. 1981 (relatório parcial).
- BACHA, Carlos J. C. *Evolução recente da cafeicultura mineira: determinantes e impactos*. São Paulo, Tese de doutorado, IPE/USP, 1988.
- EGLER, Cláudio A. G. Preço da terra, taxa de juro e acumulação financeira no Brasil. *Revista de Economia Política*, 5(1):112-135, jan./mar, 1985.
- FERREIRA, Benedito. *A História da tributação no Brasil: causas e efeitos*. Brasília, 1986.
- GIFFONI, Francisco de P. O Imposto territorial rural na futura estrutura constitucional tributária. *Revista de Finanças Públicas*, 46(366):86-90, abr./jun. 1986.
- GONTIJO, Cláudio. A estrutura produtiva do setor agropecuário de Minas Gerais. *Fundação JP*, 12(7/8):166-225, jul/ago. 1982.
- OLIVEIRA, J. T. & COSTA, I. D. N. Evolução recente do preço da terra no Brasil – 1966/1974. *Revista Econômica do Nordeste*, 9(2):149-174, abr./jun. 1978.
- PINHEIRO, F. A. *A renda e o preço da terra – uma contribuição à análise da questão agrária brasileira*. Piracicaba, Tese de Livre-Docência, ESALQ/USP, 1980.
- RANGEL, Ignácio M. Questão agrária e agricultura. In: *Encontros com a Civilização Brasileira*, 7:177-192, jan. 1979.
- RESENDE, Gervásio C. Crédito rural subsidiado e preço da terra no Brasil. *Estudos Econômicos*, 12(2):117-137, maio/ago. 1982.
- SAYAD, João. Preço da terra e mercados financeiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 7(3):623-662, dez. 1977.
- _____. Especulação em terras rurais, efeitos sobre a produção agrícola e no novo ITR. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 12(1):87-108, abr. 1982.
- SILVA, J. G. (coord.). *Estrutura agrária e produção de subsistência na agricultura brasileira*, 2. ed.. São Paulo, HUCITEC, 1980.
- SILVA, J. G. *A modernização dolorosa: estrutura agrária, fronteira agrícola e trabalhadores rurais no Brasil*. Rio de Janeiro, Zahar Editores, 1982.

(Originals recebidos em março de 1989. Revistos pelo autor em junho de 1989).