

SUBSÍDIOS AGRÍCOLAS, PREÇOS DA TERRA E O HIATO DO PRODUTO

Paulo R. A. Loureiro¹

RESUMO: *Este artigo investiga a hipótese de os subsídios agrícolas criarem externalidades no mercado. O estudo é realizado por meio de um modelo de estática comparativa, com alguns resultados econométricos. A evidência empírica utiliza o critério de compensação da política de crédito de custeio agrícola subsidiado no Brasil.*

Introdução

Este estudo analisa a relação entre o mercado de terra e o crédito de custeio subsidiado que afeta diretamente a produção agrícola e, conseqüentemente, o excedente do consumidor.

No setor agrícola, por ter todas as características de mercado de concorrência perfeita, a política de crédito de custeio agrícola subsidiada, como qualquer outra política de intervenção estatal, acaba por se comportar de acordo com o princípio de custo de oportunidade, ou seja, os produtores maximizam os seus lucros em atividades mais rentáveis. Essas atividades, em princípio, encontram-se em outros setores da economia. Assim, o subsídio agrícola pode migrar para outros setores econômicos, principalmente o financeiro, o qual, durante o período em que a política vigorou, foi bastante lucrativo e com elevada liquidez.

1. O crédito subsidiado

Existem alguns estudos, como Sayad (1977) e Rezende (1982), que destacam o crédito de custeio subsidiado como elemento essencial na determinação do preço da terra, ou seja, como responsável pelo crescimento da demanda por terra e, em conseqüência, pelos crescentes níveis do preço da terra. Além disso, a política de subsídios agrícolas, devido ao seu caráter concentrador de renda (sob a forma de propriedade de terra), cria externalidades no mercado. Essa evidência resulta da condição necessária de acesso aos subsídios agrícolas: ser proprietário de terra. Em outras palavras, a elevação do preço da terra está relacionada ao comportamento dos agentes econômicos de outros setores

¹ Professor do Mestrado em Economia na Universidade Católica de Brasília – UCB. E-mail: paulol@ucb.br

da economia que exercem uma crescente demanda por terra como forma de acesso ao crédito subsidiado. Assim, o crédito subsidiado é também um ativo real com rentabilidade maior, num contexto em que a terra é vista como reserva de valor.

Outra corrente de pensamento, como a de Rangel (1979), argumenta que a terra tem-se constituído em um importante ativo financeiro, principalmente como forma de proteção do capital ao longo dos ciclos econômicos. Desse modo, quando aumenta a crise econômica cresce a demanda por terra, e quando diminui a crise econômica reduz-se a demanda por terra, sendo o preço da terra, portanto, contracíclico. No que segue, apresentamos o modelo analítico que procurará unificar as duas hipóteses. Daí, testa-se econometricamente o modelo e apresentam-se as conclusões.

O nosso modelo para avaliar os efeitos da política de subsídios agrícolas baseou-se no estudo realizado por Faria (1992), que procura sintetizar esses dois pontos de vista. A abordagem está centrada em uma economia fechada.

Em seu estudo, Faria (1992) supõe que o preço da terra (variável endógena) depende positivamente da taxa de lucro agrícola, isto é, do rendimento da terra (A).

O preço da terra mantém também uma relação positiva com o montante de crédito subsidiado (C). Quanto maior for o volume de crédito subsidiado maior o preço da terra.

Supondo que a demanda por terra tem um comportamento contracíclico o preço da terra mantém uma relação negativa com o hiato do produto (H).

Assim, obtemos:

(1)

$$L = L(A, C, H) \quad L_A > 0, \quad L_C > 0, \quad L_H < 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial A} > 0 \quad \frac{\partial L}{\partial C} > 0 \quad \text{e} \quad \frac{\partial L}{\partial H} < 0$$

Suponha que a demanda por crédito agrícola, além de depender da lucratividade do setor agrícola (A), depende da lucratividade dos outros setores da economia, cuja melhor *proxy* é a taxa de juros (r).

(2)

$$C = C(A, r)$$

$$\frac{\partial C}{\partial A} > 0 \quad \text{e} \quad \frac{\partial C}{\partial r} > 0$$

O hiato do produto é definido como uma função crescente da diferença entre o produto efetivo e o produto potencial da economia.

$$(3) \quad H = \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right), \quad H' > 0$$

Y

em que Y^* representa o produto potencial (constante), e o produto efetivo é representado por Y.

Supomos que a oferta de crédito de custeio subsidiado seja exógena.

(4) $^-$

$$S = S$$

A condição de equilíbrio é dada pela igualdade de (2) e (4).

(5) $^-$

$$S = C = C(A, r)$$

O arrendamento da terra (A) deve, em equilíbrio, corresponder ao valor do produto marginal da terra, em que T é terra.

(6)

$$A = \frac{\partial Y}{\partial T} = Y_T \text{ em que normalizamos o preço do produto.}$$

(p=1).

Assim, com essas suposições temos quatro equações independentes dadas por (1), (3), (5) e (6) para obtermos o valor de quatro variáveis endógenas (L, A, H, C).

O sistema é recursivo: a equação (3) determina o valor de H; e a equação (6) determina o valor de A, que nos dá o valor de C pela equação (5), e, em seguida, H, A e C determinam o valor de L.

Podemos rescrever a equação (1) substituindo (3), (5) e (6):

$$(7) \quad L = L(Y_T, C(Y_T, r), H, \frac{Y - Y^*}{Y})$$

Diferenciando totalmente (7), obtemos:

(8)

$$dL = L_{YT} dY_T + L_C dC + L_H dH$$

em que

$$(8a) \quad dC = C_Y dY_T + C_r dr \text{ e } dH = \frac{H}{Y^*} dY$$

Combinando-se as equações (8) e (8a), obtemos:

$$(9) \quad dL = L_{YT} dy_T + L_C (C_Y \frac{H}{Y^*} dY + C_r dr) + L_H \frac{H}{Y^*} dY$$

$$dL = (L_{YT} + L_C C_Y \frac{H}{Y^*}) dY_T + L_C C_r dr + L_H \frac{H}{Y^*} dY$$

Pela equação (9) podemos determinar qual o efeito de uma variação no produto

Y ou da lucratividade dos outros setores da economia sobre o preço da terra.

$$(10) \quad \frac{dL}{dr} = \frac{H'_H}{L_H}$$

$$(11) \quad \frac{dL}{dr} = L_H C_r$$

Dado que $L_H < 0$ e $H' > 0$, a equação (10) indica que um aumento do produto da economia provocará uma redução no preço da terra. A equação (11), por sua vez, nos diz que um acréscimo na lucratividade dos outros setores da economia provocará um aumento no preço da terra, posto que $L_c > 0$ e $C_r > 0$.

O modelo permite ainda avaliar o efeito de uma variação da produtividade agrícola sobre o preço da terra.

$$(12) \quad \frac{dL}{dY_T} = L_Y + L_C C_{YT} \text{ onde } L_{YT} = L_A > 0, L_C > 0 \text{ e } C_{YT} = C_A > 0$$

A implicação é evidente, ou seja, o preço da terra aumentará com elevações da produtividade agrícola.

Observa-se que o modelo permite ainda levantar outro tipo de indagação: por que supor a lucratividade dos outros setores da economia, r , como autônoma e independente do hiato do produto quando poderíamos trabalhar com a lucratividade respondendo positivamente às variações deste?

Assim, introduzindo mais uma equação no modelo que estabelece a relação da dependência entre a lucratividade e o hiato produto, temos:

$$(13) \quad r = r(H), \quad \frac{\partial r}{\partial H} > 0$$

Substituindo em (9) o valor

$$(14) \quad dr = r_H dH = \frac{H'_H}{L_H} dY,$$

obtemos:

$$(15) \quad dL = L_{Y_t} dY_t + L_H \frac{H'_H}{Y''_H} dY + L_C C_Y + L_C C_r \frac{H'_H}{Y''_H} dY$$

que analisada em termos da estática comparativa:

(16)

$$\frac{dL}{dY} = \frac{H}{Y} + L_C C_r \frac{H}{Y} \quad dY = (L_H + L_C C_r \frac{H}{Y})$$

O sinal de $\frac{dL}{dY}$ é ambíguo, pois se percebe claramente que depende do valor de $(L_H + L_C C_r r_H)$. Depende também da magnitude relativa de $(L_H < 0)$ ou de $(L_C r_H > 0)$.

Portanto, o modelo desenvolvido por Faria (1992) reúne os dois pontos de vista sobre o comportamento do preço e permite ainda apresentar novos resultados.

A especificação econométrica da equação do preço da terra a ser estimada, assume a seguinte forma:

$$(1) \quad L = L(A, C, H)$$

$$(7) \quad L = \left[L(Y_T, C(Y_T, H), \frac{Y}{Y}) \right]^*$$

$$(17) \quad L = L(Y_T, H(Y), C(Y_T, r(H)))$$

$$L = B + y y_T + aH + \theta C$$

$$L = B + y y_T + aH + \theta C$$

2. Análise das equações estimadas

2.1 O primeiro modelo: $L = i C r H$

No primeiro modelo, os coeficientes estimados, arrendamento da terra e taxa de juros, são significantes em todos os níveis estabelecidos da estatística t e rejeitam a hipótese de nulidade dos parâmetros. O resultado estatístico da variável exógena, hiato do produto, mostrou-se incompatível com a idéia de Rangel de que o preço da terra é contracíclico. O coeficiente estimado apresentou sinal contrário ao modelo. A não-significância da variável explicativa crédito de custeio pode ser explicada pela presença de autocorrelação entre as variáveis explicativas, como pode ser visualizada pela equação (2): $C=(A, r)$. A estatística f nos fornece um valor calculado de 80,66 e implica a rejeição da hipótese nula, aceitando que os parâmetros não são todos nulos, e, portanto, a equação estimada é significativa. Isso implica dizer que as relações econômicas analisadas não se alteraram ao longo do período analisado. O poder explicativo das variáveis alcança 0,96 da variação do preço da terra.

2.2 O segundo modelo: $L = i A C$

O segundo modelo estimado mostra que todos os parâmetros são estatisticamente significantes em todos os níveis de probabilidade da estatística t . O arrendamento da terra e o crédito de custeio explicam cerca de 92,1% das variações em L . A estatística f fornece-nos um valor calculado de 98,41 e implica a rejeição da hipótese nula, aceitan-

do que os parâmetros não são nulos, e, portanto, a equação estimada é significativa. A estatística Durbin-Watson indica que rejeitamos a hipótese nula e aceitamos que existe correlação positiva de 1ª ordem. O papel dos subsídios agrícolas é corroborado pelo modelo estimado. O coeficiente estimado para crédito de custeio é significantemente diferente de zero, sugerindo que os subsídios agrícolas são eficazes para aumentar o preço da terra.

2.3 O terceiro modelo: $L = i A r H$

No terceiro modelo, os coeficientes estimados, arrendamento da terra e taxa de juro, são significantes em todos os níveis de probabilidade da estatística t e rejeitam a hipótese de nulidade dos parâmetros. A variável exógena, hiato do produto, apresentou sinal contrário ao previsto no modelo. A estatística f indica um valor calculado de 114,59 para os parâmetros estimados, em todos os níveis estabelecidos, rejeitando a hipótese de nulidade de todos os parâmetros.

2.4 O quarto modelo: $L = i C r$

Observa-se, pelo quarto modelo estimado, que a variável explicativa crédito de custeio é significativa em todo nível de probabilidade da estatística t . Os resultados demonstram a importância dos subsídios agrícolas sobre o preço da terra, cujos efeitos foram plenamente refletidos no modelo estimado. Isto implica que o preço da terra depende fortemente do crédito de custeio subsidiado. A variável explicativa taxa de juros mostrou-se não significativa aos níveis estabelecidos. A estatística f nos informa que o valor calculado é de 17,6 para os parâmetros estimados, em todos os níveis de probabilidade, rejeitando a hipótese de nulidade dos parâmetros.

Tabela 1. Resultados estatísticos estimados

Modelos	i	A	C	r	H	DW	R ²	F
(1) $L = iACrH$ (t)	-1,367 (-1,48)	11,8 (6,32)	0,01 (0,12)	-76,4 (-2,88)	1,494 (2,04)	1,14	0,96	80,7
(2) $L = iAC$ (t)	-1,888 (-2,39)	13,39 (7,26)	0,14 (5,39)	-	-	1,18	0,92	98,4
(3) $L = iArH$ (t)	-1,331 (-1,57)	11,8 (6,64)	- -	-77,93 (-3,49)	1,563 (3,54)	1,15	0,96	115
(4) $L = iCr$ (t)	-3,125 (-2,92)	- -	0,23 (3,70)	-25,24 (-0,38)	- -	0,67	0,67	17,6

Observação: i= intercepto; A= arrendamento da Terra; C= crédito de custeio; r= taxa de juros; H= hiato do produto.

2.5 O quinto modelo: $L = i C r H$

Nesta quinta equação, verifica-se, pelos testes estatísticos, que a hipótese de correlação entre as variáveis explicativa crédito de custeio e taxa de juros real se mantém. A estatística Durbin-Watson indica que rejeitamos a hipótese nula e aceitamos que existe autocorrelação positiva de 1ª ordem no valor de 0,82. O resultado estatístico da variável exógena, hiato do produto, mostrou-se incompatível com o modelo apresentado.

Os três últimos modelos são estimados somente com uma variável explicativa.

2.6 O sexto modelo: $L = i A$

O modelo estimado com a variável exógena arrendamento da terra mostrou-se estaticamente significativo em todos os níveis estabelecidos pela estatística t . A estatística F calculada no valor de 65,6 garante a rejeição da hipótese nula de igualdade entre os parâmetros estimados ao nível de 1% de significância, o que confirma a eficiência e consistência dos estimadores calculados pela equação estimada. O poder explicativo da equação é satisfatório, uma vez que o R^2 é 78%.

2.7 O sétimo modelo: $L = i C$

No sétimo modelo, a variável independente crédito de custeio explica cerca de 67% da correlação do preço da terra. Os resultados corroboram a hipótese de que os subsídios agrícolas criam externalidades. Os valores da estatística de Durbin-Watson indicam que devemos rejeitar a hipótese nula e aceitar a existência de autocorrelação positiva de 1ª ordem.

Tabela 2 - Resultados estatísticos estimados

Modelos	i	A	C	r	H	DW	R^2	F
(1) $L = i C r H$ (t)	4.071 (6,44)	-	-0,05 (-0,64)	-56,83 (-1,17)	4,285 (3,97)	0,68	0,84	27,4
(2) $L = i A$ (t)	-2,949 (-2,4)	19,2 (8,1)	-	-	-	0,40	0,78	65,6
(3) $L = i C$ (t)	3,278 (4,8)	-	0,25 (6,1)	-	-	0,73	0,67	37,1
(4) $L = i C$ (t)	3,419 (11,3)	-	-	-206,1 (-3,57)	-	0,36	0,41	12,8

Observação: i= intercepto; A= arrendamento da Terra; C= crédito de custeio; r= taxa de juros; H= hiato do produto.

Verifica-se, pela estatística t , que esta variável explicativa é significativa aos níveis estabelecidos.

2.8 O oitavo modelo: $L = i r$

Este modelo estimado é realizado somente com uma variável explicativa, a taxa de juros, que se mostrou significativa em todos os níveis de probabilidades da estatística t . A estatística f nos informa um valor calculado de 12,76 e implica a rejeição da hipótese nula, confirmando que o modelo estimado é significativo. O poder explicativo da regressão é insatisfatório, uma vez que o R^2 é de 41,4%.

O modelo apresentado assume, como sua hipótese central, que os subsídios agrícolas criam externalidades manifestada por meio do comportamento do preço da terra. Os resultados indicam a relevância desta hipótese na construção teórica do modelo.

É importante ressaltar que a variável exógena hiato do produto manteve-se incompatível em todos os modelos estimados. Isto implica que as evidências empíricas referentes ao hiato do produto não ajudam na corroboração da hipótese de Rangel, de que o preço da terra é contracíclico.

O fato de as estatísticas brasileiras serem incompletas, de não haver dados semestrais sobre o crédito de custeio agrícola e informações referentes a vendas e aluguéis de terra, torna ainda mais difícil qualquer análise estatística mais detalhada.²

“A ausência dessas informações dificulta uma compreensão mais ampla desse importante mercado, especialmente no que diz respeito às implicações sobre a estrutura fundiária. Tal omissão fica particularmente flagrante agora ...” (Brandão, 1992, p.140).

Conclusão

Pelos resultados empíricos do modelo estimado, conclui-se que os recursos subsidiados alocados em outros setores da economia influenciam a taxa de lucro agrícola na proporção em que o ganho dessa alocação representar um custo de oportunidade para os subsídios alocados na produção agrícola. Isso implica que quanto maior for o preço da terra para venda menor será o ganho esperado da taxa de lucro agrícola, conseqüentemente, há uma redução da produção e piora no bem-estar dos consumidores.

Segundo os princípios da teoria do bem-estar, a política de subsídios deveria

² Os dados estatísticos apresentados na forma agregada obedeceram às seguintes fontes.

O Preço da Terra (L) e arrendamento da terra (A) foram elaborados pelo Instituto Brasileiro de Economia Centro de Estudos Agrícolas FGV/RJ, deflacionados pelo índice de preços recebidos pelos produtores, base 1972=100 da FGV/RJ.

O produto interno bruto a custo de fatores (PIBcf) foi elaborado pelo centro de contas nacionais e centro de estudos fiscais – o DCS/IBRE/FGV/RJ.

estimular um crescimento mais rápido e não mais lento da taxa de lucro agrícola. Contrariamente, o preço da terra, caracterizando-se como uma externalidade negativa, implicará redução da produção agrícola, afetando, portanto, o ganho do excedente do consumidor. A perda de excedente do consumidor reflete a variação negativa do bem-estar, decorrente de acréscimos dos preços dos produtos agrícolas, o que, evidentemente, conduz à não-realização de uma melhoria potencial de Pareto. Desse modo, fica evidenciado que a variação econômica não produziu ganhos capazes de compensar os perdedores – não deixou os consumidores em situação melhor do que antes.

Pode-se dizer que o preço da terra desempenha uma função compensadora, na medida em que absorve perdas do rendimento do capital investido na produção agrícola. Desse modo, o preço da terra depende das expectativas do comportamento e da taxa de juros real negativa (subsídios agrícolas).

Assim, fica demonstrado que os subsídios representam uma liquidez incompatível com o restante da economia e são, em grande parte, responsáveis pela permanência de externalidades no mercado, o que implica uma alocação ineficiente de recursos, afastando-se do ponto de ótimo paretiano.

O mercado de terra quando em crescimento possibilita lucros de curto prazo para quem compra, se a alta de preços continuar. A tendência de alta ou baixa rentabilidade dependerá de quanto tempo o processo permanecer. A maximização de lucros pelos tomadores de recursos subsidiados contribui para incentivar a tendência de alta no mercado.

Tendo em vista os resultados e as evidências empíricas encontradas, tais observações poderão gerar informações úteis para que o governo formule uma política de distribuição de recursos mais ajustada, de modo que obtenha maior êxito e que a economia de mercado estabeleça o sistema de preços competitivos.

Bibliografia

BRANDÃO, Antonio Salazar P. *Os principais problemas da agricultura brasileira:*

Deflacionado pelo índice geral de preços (IGP) da disponibilidade interna da coluna 2 da revista de conjuntura econômica Base 1972=100 da FGV/RJ.

A taxa de juros real foi calculada com base na Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN), elaborada pelo Banco Central do Brasil (BACEN), deflacionada pela FGV/RJ.

O crédito de custeio foi obtido pelo Anuário Estatístico do Brasil, elaborado pelo IBGE, deflacionado pelo índice geral de preços (IGP) da disponibilidade interna da coluna 2 da revista conjuntura econômica base 1972=100 da FGV/RJ.

análise e sugestões. Segunda edição Rio de Janeiro: PNPE/IPEA, 1992.

FARIA, João R. *Preço da terra, taxa de juros e hiato do produto* - Reunião Conjunta ABE/SBE - Brasília - novembro de 1992.

RANGEL, Ignácio M. *Questão e agricultura*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 1979 (Encontros com a Civilização Brasileira, 7).

RANGEL, Ignácio M. *A síndrome da recessão brasileira*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 1979 (Encontros com a Civilização Brasileira, 16).

RESENDE, Gervásio C. de. Crédito rural subsidiado e preço da terra no Brasil. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 38 (6):119-23, jan.1984.

SAYAD, J. Preço da terra e mercados financeiros. *Pesquisa e planejamento econômico*,