

A RESPOSTA DA OFERTA DE MILHO E FEIJÃO EM SANTA CATARINA AOS PRINCIPAIS INSTRUMENTOS DE POLÍTICA AGRÍCOLA.

LUIZ CARLOS DE CARVALHO JÚNIOR (*)

INTRODUÇÃO

Sempre quando são solicitadas mudanças na política agrícola, dois instrumentos sempre são lembrados: o crédito rural e os preços mínimos. Para o primeiro é sugerida expansão no seu volume e redução no seu custo e para os preços mínimos valores mais remuneradores e estáveis.

A nível de política agrícola, o conhecimento do grau de influência destas variáveis sobre a oferta agrícola pode contribuir para uma melhor alocação dos recursos, bem como para a fixação de magnitudes destas em níveis adequados para o alcance de um determinado nível de produção. Além das variáveis de política agrícola, é interessante também a quantificação da influência da rentabilidade econômica sobre a oferta agrícola para a verificação do grau de mercantilização das culturas.

A estrutura produtiva do setor agrícola varia regionalmente, o que se reflete em diferentes respostas da oferta agrícola aos instrumentos de política agrícola. A constatação deste fato tem levado técnicos e instituições ligados ao setor a advogarem a regionalização da política agrícola.

Com o intuito de colaborar com o debate, o presente trabalho se propõe a mensurar a resposta da oferta de milho e feijão em Santa Catarina ao volume de crédito, ao subsídio creditício, ao preço mínimo e à rentabilidade econômica, no período 1968-84.

(*) Professor do Departamento de Economia da UFSC.

TEXTOS ECON.	FPOLIS	SC	N.2	Pg. 91-96	JUNHO	1987
--------------	--------	----	-----	-----------	-------	------

MATERIAL E MÉTODOS

Para cumprir os objetivos do trabalho, foram estimadas funções de oferta. Usualmente para a estimação destas funções, é adotado o modelo de ajustamento parcial, que pressupõe que o produtor não consegue ajustar totalmente em um único período a oferta às variações ocorridas nas variáveis explicativas. Segundo este modelo, em um único período, o produtor logra obter somente uma proporção da variação desejada, ou seja:

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma(Y_t^* - Y_{t-1}) \quad (1)$$

em que γ é a oferta efetivamente obtida, Y^* é a oferta desejada e γ é o coeficiente de ajustamento.

Sabendo-se que $Y_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 X_t$ (2), com a substituição de (2) em (1) obtém-se o desenvolvimento do modelo:

$$Y_t = (1 - \gamma) Y_{t-1} + \gamma\alpha_0 + \gamma\alpha_1 X_t$$

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 X_t$$

onde $\beta_1 = \gamma\alpha_0$, $\beta_2 = 1 - \gamma$ e $\beta_3 = \gamma\alpha_1$

Porém o modelo de ajustamento parcial apresenta certas inconveniências analíticas. Se, por um lado, a inclusão da variável dependente defasada como regressor aumenta o coeficiente de determinação da regressão, por outro lado, um elevado R^2 pode ser decorrente da alta correlação entre a oferta de um período (Y_t) e a do período anterior (Y_{t-1}). Portanto, nesta situação, a presença de Y_{t-1} estaria passando uma falsa impressão da magnitude da relação entre o conjunto das variáveis explicativas e Y .

Outro aspecto do modelo de ajustamento parcial que o prejudica e que foi levantado por Bós (1985), refere-se ao coeficiente de ajustamento da variável dependente às independentes. Segundo o desenvolvimento do modelo, todas as variáveis tem idênticos coeficientes de ajustamento, o que parece ser bastante duvidoso.

Devido ao que foi exposto acima, optou-se pela utilização de um modelo de ajustamento integral, como segue:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 C_t + \beta_2 S_{t-1} + \beta_3 R_{t-1} + \beta_4 E_t$$

onde

Y_t = área efetivamente cultivada no ano t em hectare.

C_t = volume de crédito de custeio no ano t em cruzeiros por hectare.

S_t = taxa de subsídio ao crédito de custeio, que foi obtida da seguinte maneira:

$$S_t = (1+j)^8 - 1$$

sendo

j = taxa de subsídio mensal do crédito de custeio, que é igual a:

$$j = \sqrt[12]{1 + (i - E) - 1} \text{ sendo } i \text{ a taxa de inflação anual e } E \text{ a taxa de juros do crédito rural.}$$

R_t = Risco de preço

$$= \frac{\text{Preço mínimo } t-1}{\text{Preço de mercado } t-1}$$

E_t = Rentabilidade esperada

$$= \frac{\text{IRE } t}{\text{IPP } t}$$

onde

$$RE = PFM_e \cdot P_{t-1}$$

RE = receita esperada no ano t

PFM_e = produtividade física média dos 3 anos anteriores

P_t = preço médio recebido pelo produtor agrícola.

Na variável crédito, utilizou-se somente o de custeio, que possibilita a cobertura das despesas incorridas no processo produtivo. A não utilização do crédito de comercialização está relacionada às suas próprias características, porque esta modalidade de financiamento é concedido após a realização da produção para proporcionar melhores condições de comercialização. Não tem como finalidade interferir no processo produtivo. Quanto ao crédito de investimento, a sua ausência neste trabalho se relaciona à inexistência de informações por cultura.

A variável Rentabilidade Esperada deveria incluir os custos de produção, o que não ocorreu devido à inexistência de informações para todo o período analisado. Em decorrência disto, foi adotado o índice de preços pagos pelo adubo como "proxy" dos custos de produção.

Os preços recebidos pelo produtor e os índices de preços pagos pelo adubo são os divulgados pela Fundação Getúlio Vargas.

As informações sobre o crédito de custeio foram coletados no Banco do Brasil e as relativas à área plantada de feijão e milho foram obtidas no Instituto CEPA/SC.

RESULTADOS

As regressões foram estimadas pelo método de mínimos quadrados ordinários. Foram testados duas formas funcionais: Uma linear e outra do tipo Cobb-Douglas ajustada em sua forma logarítmica (log-log). A forma log-log foi a que apresentou os melhores resultados, sendo por isto a escolhida.

O coeficiente de determinação (R^2), que indica o percentual das variações da variável dependente que ocorre em função das variações das variáveis independentes, acusou um valor de 0,804 para o feijão e 0,836 para o milho.

O teste de Durbin-Watson que é utilizado para se verificar se há correlação serial nos resíduos, foi inconclusivo para ambos os produtos, o que nos levou a realizar um teste alternativo, que consiste em especificar o erro de um período (e_t) em função do erro do período anterior (e_{t-1}). Quando o coeficiente de e_{t-1} é significativo, isto indica a presença de autocorrelação, o que não aconteceu para os produtos aqui analisados e indicou que os resíduos são independentes entre si.

Pela observação das correlações simples entre as variáveis explicativas do modelo, constatou-se a inexistência de multicolinearidade alta para nenhum dos produtos.

Os principais resultados estatísticos estão na tabela a seguir.

PRODUTOS	VARIÁVEIS EXPLICATIVAS-COEFICIENTES			R ²	DW
	C	S	E		
FEIJAO	0,222 ^a	0,171 ^b	0,274 ^e	0,804	1,16 ^I
MILHO	0,071 ^a	0,063 ^a	0,129 ^b	0,836	1,61 ^I

Fonte: dados da pesquisa

a = Significante, a um nível de 1%

b = Significante, a um nível de 5%

e = Significante, a um nível de 20%

I = Inconclusivo

Os coeficientes da variável Risco de Preço não constam na tabela, porque os mesmos se mostraram estatisticamente não significantes, o que traduziu a insensibilidade da área plantada dos dois produtos a esta variável no período enfocado.

Os resultados obtidos mostraram que ambas as culturas são influenciadas pelas variáveis Crédito, Subsídio e Rentabilidade Esperada. Os coeficientes das variáveis na função Coob- Douglas são idênticas às elasticidades parciais da variável dependente às independentes. Para uma variação de 1% nos valores das variáveis Crédito, Subsídio e Rentabilidade Esperada, a área plantada de feijão variará em 0,22%, 0,17% e 0,27%, e a de milho em 0,07%, 0,06% e 0,128% respectivamente.

CONCLUSÕES

Em Santa Catarina, tanto o feijão como o milho mostraram ser sensíveis ao crédito, ao subsídio e à rentabilidade econômica, porém a magnitude desta sensibilidade foi diferenciada. Para as três variáveis explicativas, as elasticidades da resposta da área cultivada para o feijão foram superiores às verificadas para o milho. O significado disto é que para se expandir a área plantada de ambas as culturas na mesma proporção é requerida uma variação menor nas magnitudes das variáveis para o feijão em relação ao milho.

REFERÊNCIAS

BÓS, Antônio M.G. A Produção e o Consumo de Alimentos Básicos no Brasil e a Expansão da Soja. Porto Alegre. IEPE/UFRGS, 1985. 227p. (Tese MS)

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Preços pagos pelos agricultores. Rio de Janeiro, 1978-1984.

_____. Preços recebidos pelos agricultores. Rio de Janeiro, 1978-1984.

INSTITUTO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO AGRÍCOLA DE SANTA CATARINA. Síntese Anual da Agricultura Catarinense, Florianópolis, 1983-1984.