

OS PREÇOS MÍNIMOS E A ÁREA COM MILHO NO CENTRO-SUL DO BRASIL¹

JOÃO CARLOS GARCIA²

RESUMO - As crises no mercado de milho no Brasil durante os anos de 1978 a 1980 indicaram a necessidade de incentivos à produção deste cereal, de forma a reduzir os problemas de abastecimento. Um dos instrumentos possíveis de serem utilizados são os preços mínimos. Pretendeu-se estudar a resposta dos agricultores, em termos de área plantada com milho, ao preço mínimo fixado pelo Governo no período de 1970/78. O procedimento utilizado foi o da fusão de dados de série temporal e seção cruzada, que permite o uso de um número pequeno de observações anuais. A maior elasticidade encontrada foi a referente a Santa Catarina (0,33). As dos outros estados considerados foram: Minas Gerais (0,19); São Paulo (0,23); Paraná (0,15); Rio Grande do Sul (0,19).

Termos para indexação: oferta, elasticidade, milho.

MINIMUM PRICES OF CORN AND ACREAGE RESPONSE IN BRAZIL

ABSTRACT - The problems that occurred in the Brazilian corn market in the 1978-80 period indicated the need for production incentives in order to reduce possible supply problems. One of the instruments to be utilized are government minimum prices. The objective of this paper was to study the corn acreage response to the minimum prices in the period 1970-78. The process of pooling time series and cross-section data, that allows the use of a small number of annual observations, was utilized. The highest acreage-price elasticity found was for Santa Catarina (0.33). The others were: Minas Gerais (0.19); São Paulo (0.23); Paraná (0.15); Rio Grande do Sul (0.19).

Index terms: acreage supply elasticity, corn,

INTRODUÇÃO

O crescimento recente da avicultura para exportação, aliado a duas frustrações seguidas de safra criaram uma situação de déficit no abastecimento de milho no mercado interno, gerando a necessidade de pesadas importações deste produto durante os anos de 1978, 1979 e 1980. Estes fatos reduziram a certeza de que este cereal não necessitava de maiores incentivos e de que o abastecimento interno seria feito anualmente sem grandes problemas. Por outro lado, a concentração da produção de milho em pequenas lavouras e o aparente tradicionalismo de

¹ Recebido em 14 de julho de 1982.

Aceito para publicação em 27 de agosto de 1982.

² Eng^o Agr^o, D.Sc. em Economia Rural, Pesquisador do Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo (CNPMS/EMBRAPA) Caixa Postal 151 - CEP 35700 - Sete Lagoas, MG.

sua exploração conduzem à noção de que este seria um produto com oferta pouco sensível aos incentivos de preços, tais como os preços mínimos de garantia.

A política de preços mínimos tem basicamente dois objetivos (Duran 1978):

- a. reduzir as incertezas de mercado por meio da fixação de um piso, além do qual os preços dos produtos agrícolas não cairiam;
- b. fornecer indicações para o produtor rural sobre as culturas que seriam mais atrativas em determinados anos agrícolas. Este último tem servido ao Governo Federal para incentivar ou não determinada cultura, de acordo com os seus objetivos de abastecimento interno e/ou exportação.

A efetividade com que se atinge este último objetivo depende:

- a. da resposta, em termos de acréscimo de área, do agricultor aos preços;
- b. da mudança no rendimento resultante da tecnologia a ser utilizada com base nos novos preços;
- c. das condições climáticas que prevaleceram durante a época de crescimento da cultura no campo.

Destes três fatores, o último apresenta características bastante aleatórias, afetando o resultado final do segundo. Desta forma, o uso dos preços mínimos como regulador de oferta tem sua ação principal sobre a área a ser plantada, sendo que o resultado final, em termos de produção, seria ainda dependente do efeito do clima que determinará, em última instância, o rendimento por área a ser obtido. O efeito destes preços sobre a área plantada com milho constitui o objeto desta pesquisa.

O MODELO ESTATÍSTICO

O modelo estatístico a ser ajustado tem a seguinte forma:

$$A_{it} = C_0 + \sum_{i=1}^4 c_i D_i + b_0 P_{it} + s_0 PS_{it} + u_{it}$$

onde:

A_{it} - é a área ocupada com milho no ano t no estado i (Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul);

D_i ($i = 1, \dots, 4$) são variáveis do tipo zero-um para os dados re-

ferentes aos estados acima. D_1 apresenta valor 1 somente para São Paulo; D_2 tem valor 1 para Paraná; D_3 é igual a 1 nas observações de Santa Catarina; D_4 é igual a 1 somente para o Rio Grande do Sul;

- P_{it} - são os preços (mínimo ou de mercado) de milho deflacionados para esses estados no ano t ;
- PS_{it} - referem-se aos preços (mínimo ou de mercado) de soja, deflacionados, para os estados do Centro-Sul do Brasil;
- u_{it} - é o termo de erro.

Os anos aos quais os dados se referem são os do período de 1971 a 1979.

Os preços de milho e soja considerados foram os vigentes, a nível de agricultor, em agosto e setembro, e o mínimo (médio para cada estado) fixado para a safra que se iniciava. Esses preços foram deflacionados pelos índices de preços pagos (IPP) pelos agricultores, da FGV. Em estudos anteriores de oferta, tem sido utilizado o índice de preços no atacado ou o índice de preços recebidos pelos agricultores. Entretanto, embora o IPP não reflita exatamente a variação do custo de fatores empregados na cultura do milho, ele parece estar mais próximo desta característica desejável do que os dois outros índices citados. Um dos problemas encontrados para o uso deste índice está na sua indisponibilidade para alguns estados do Brasil e relativamente curta série de dados anuais disponíveis. Para evitar este último problema, o procedimento empregado para a obtenção das equações foi o da fusão de dados de série temporal (anos) e de seção cruzada (estados). Outro problema apresentado por este índice está em que ele não incorpora custos de mão-de-obra, remuneração ao capital, custos de depreciação, atividade gerencial e pode ser afetado por insumos utilizados em outras atividades ou explorações (Alimandro 1982).

A fusão de dados de série temporal e seção cruzada, além de reduzir a necessidade de uma série de dados anuais muito grande, permite trabalhar apenas com informações de anos mais recentes. A partir disso, pode-se utilizar, com mais segurança, a hipótese de que o padrão de resposta aos preços não variou, ao menos em magnitude considerável, durante os anos (Pindyck & Rubinfeld 1976).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Um fato interessante a ressaltar é a variação do IPP, nestes estados, durante os anos considerados (Tabela 1). A variação do IPP, em Minas Gerais e Santa Catarina, foi sensivelmente inferior à verificada em São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul. Como resultado tem-se que a tendência à unificação do preço mínimo nominal entre os estados do Centro-Sul do Brasil, atua no sentido de beneficiar, em termos reais, uma ou outra região (Tabela 2). Desta forma, acréscimos nominais nos preços mínimos, suficientes para manter o poder de compra de fatores de produção em Minas Gerais ou Santa Catarina, seriam insuficientes para os agricultores de, p.ex., São Paulo. Assim, a política de unificação dos preços mínimos pode estar funcionando no sentido de direcionar a localização da cultura para algumas regiões.

As várias alternativas de preços testadas apresentaram alguns inconvenientes que serviram de base para a escolha da formulação final.

Quando foram utilizados os preços de milho e soja, a nível de agricultor, no mês de agosto ou setembro, os coeficientes de preço não apresentaram significância mínima desejável, além de ser positivo o coeficiente referente ao preço da soja, o que contraria a teoria.

Na formulação com preço mínimo para milho e preço a nível de agricultor para soja, os coeficientes de preço de milho e soja novamente não se apresentaram significantes.

Os resultados das estimativas com preços mínimos para ambos os produtos forneceram resultados mais consistentes. A formulação, cujos dados foram deflacionados pelo IPP de agosto, mostrou-se levemente superior, em termos estatísticos, do que aquela onde foi utilizada o IPP de setembro. Estes resultados apresentaram indícios de existência de correlação serial nas observações referentes a São Paulo e Santa Catarina. O uso do método dos mínimos quadrados ordinários fornece estimativas não enviesadas dos coeficientes, embora as variâncias destes possam ser subestimadas (Johnston 1972), o que gera incerteza acerca da efetividade dos testes de t usualmente utilizados.

Para contornar este problema, o modelo foi reestimado utilizando-se o método de correção proposto por Kmenta (1971) e Pindyck & Rubinfeld (1976). Isto é feito obtendo-se o coeficiente de correlação dos resíduos (P_i) dos estados, cujas observações apresentam correlação serial, e corrigindo-se as variáveis dependentes e independentes por meio da fórmula $x_t^* = x_t - P_i x_{t-1}$. Os valores dos coeficientes das regressões ajustadas com os dados corrigidos estão na Tabela 3.

TABELA 1. Índices de preços pagos (IPP) pelos agricultores em estados do Centro-Sul do Brasil. Mês de agosto dos vários anos. Base: 1966 = 100.

Ano	MG	SP	PR	SC	RS
1970	221	194	187	203	177
1971	250	243	212	226	205
1972	284	286	252	278	261
1973	342	356	320	327	336
1974	558	653	629	626	545
1975	675	848	841	773	700
1976	952	1.077	1.014	968	983
1977	1.312	1.640	1.459	1.338	1.379
1978	1.820	2.319	1.889	1.789	2.014
% 70/78	823	1.195	1.010	881	1.138

Fonte: Duran (1978).

TABELA 2. Preços mínimos reais de milho em estados do Centro-Sul do Brasil. Deflacionados com base no IPP do mês de agosto do início do ano agrícola.

Safra	MG	SP	PR	SC	RS
70/71	4,88	5,67	5,73	5,55	6,08
71/72	5,22	5,57	6,17	5,87	6,44
72/73	6,25	6,29	6,76	6,26	6,67
73/74	8,84	8,42	9,08	8,90	8,69
74/75	6,51	5,51	5,61	5,56	6,46
75/76	7,20	5,66	5,62	6,02	6,86
76/77	6,76	5,90	6,24	6,69	6,59
77/78	6,05	4,76	5,37	5,92	5,72
78/79	6,05	4,66	5,79	6,17	5,48

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 3. Coeficientes da equação ajustada.

	Valor	PROB	T _{tab.}
Interseção	1359780		0,1%
D ₁	-1015270		0,01%
D ₂	360655		0,01%
D ₃	-1150520		0,01%
D ₄	-27889.8		69,38
P	47387.9		5,2%
PS	- 1289.7		95,03

Fonte: Dados da pesquisa.

Outro problema que poderia ocorrer seria a existência de heterocedasticidade. Para a verificação de sua ocorrência, utilizou-se o teste proposto por Glejser (1969). Os resultados foram negativos.

Todos os coeficientes, exceto os referentes ao preço da soja (que havia sido significativo no modelo sem correção) e à variável zero-um do Rio Grande do Sul, foram estatisticamente significantes ao nível de 10%.

Com esta equação pode-se obter a elasticidade da área plantada com milho, com relação ao preço mínimo de milho. A nível estadual, a maior elasticidade obtida diz respeito a Santa Catarina (0,33). As outras se situam em valores inferiores, como 0,19 para Minas; 0,23 para São Paulo; 0,15 para o Paraná; e 0,19 para o Rio Grande do Sul. Para a região como um todo, a elasticidade média ponderada é de 0,20.

Estes resultados diferem dos apresentados por Duran (1978), que encontrou valores não-significativos para a resposta da área dos preços mínimos, e são, de um modo geral, superiores aos reportados por Nogueira & Brandt (s.d.) - 0,07 (CP) e 0,09 (LP) em Minas Gerais - ou obtidos por Pastore (1973) para a produção na região (0,06 no curto prazo e 0,15 no longo prazo), embora a variável preço considerada neste estudo não seja o preço mínimo.

Para uma comparação com valores dos Estados Unidos, Whittaker & Bancroft (1979) encontraram, para os Estados de Illinois, Iowa, Indiana e Ohio, uma elasticidade preço igual a 0,22, utilizando a mesma metodologia de fusão dos dados. Eles citam também valores entre 0,12 e 0,17 encontrados em outros estudos (com o uso apenas de série temporal), cuja variável dependente era o preço de garantia do Governo americano. Os autores encontraram também um valor muito baixo (-0,068), e não-significativo, para a elasticidade cruzada do preço da soja.

Deve-se notar, entretanto, que a variação na área é apenas uma das componentes da variação na produção (que é o que interessa). Ajustamentos estatísticos que relacionam produção e preços mínimos foram feitos e mostraram resultados pouco satisfatórios, o mesmo ocorrendo com aqueles em que a produtividade era a variável dependente. Isto se explica pelo fato, já assinalado, de serem estas variáveis também dependentes de condições aleatórias de clima, o que, em última análise, irá afetar a efetividade de políticas agrícolas de produção baseadas em preços mínimos. Conclui-se que os agricultores responderiam aos preços mínimos, dados seus custos de produção; mas, devido à variabilidade do clima, este instrumento de política teria sua efetividade reduzida como meio de garantir o abastecimento no ano seguinte.

REFERÊNCIAS

- ALIMANDRO, R.N. Agricultura e inflação. *Agroanalysis*. Rio de Janeiro, 6(6): 2-14, 1982.
- DURAN, T.A. A política de preços mínimos no Brasil. In: COMISSÃO DE FINANCIAMENTO DA PRODUÇÃO, Brasília, DF. **Política de preços mínimos: estudos técnicos 1949/1979**. Brasília, 1978. p.141-58. (Coleção análise e pesquisa, 11).
- GLEJSER, H. A New test for heteroskedasticity. *J. Ame. Stat. Assoc.*, Menasha, 64(345):316-23, 1969.
- JOHNSTON, J. *Econometric methods*. 2.ed. Tóquio, McGraw-Hill Kogakusha, 1972. 437p.
- KMENTA, J. *Elements of econometrics*. New York, MacMillan, 1971. 655p.
- NOGUEIRA, A.C. & BRANDT, S.A. **Elasticidades de oferta e procura de produtos agrícolas no Brasil**. Rio de Janeiro, FGV, s.d. 22p. Mimeografado.
- PASTORE, A.C. **A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil**. São Paulo, APEC, 1973. 170p.
- PINDYCK, R.S. & RUBINFELD, D.L. **Econometric models and economic forecasts**. New York, McGraw-Hill, 1976. 580p.
- WHITTAKER, J.K. & BANCROFT, R.L. Corn acreage response - function; estimation with polled time-series and cross-sectional data. *Ame. J. Agric. Econ.*, Worcester, 3(61):551-3, Aug. 1979.