

PREÇO, OFERTA E DEMANDA DE ESTOCAGEM: UMA ANÁLISE ECONÔMETRICA¹

JOÃO CÉSAR DE RESENDE² e SERGIO ALBERTO BRANDT³

RESUMO - O objetivo do presente estudo é delinear e estimar uma função de oferta de serviços de estocagem e, a partir desta, obter estimadores estruturais da demanda de serviços de estocagem. Os dados usados na pesquisa são séries temporais mensais (1977-I a 1980-XII), referentes aos Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo. Os produtos incluídos na análise são arroz, feijão e milho. Os resultados obtidos indicam que a demanda de serviços de estocagem, geralmente, é preço-inelástica no curto prazo e preço-elástica no longo prazo. As elasticidades de ajuste são relativamente baixas e a demanda de serviços de estocagem é inversa e significativamente relacionada com o custo destes serviços.

Termos para indexação: estocagem, preços, oferta, demanda.

PRICE, SUPPLY AND DEMAND FOR STORAGE: AN ECONOMETRIC ANALYSIS

ABSTRACT - The objective of the present study is to design and estimate a supply function of storage services and from that obtain structural estimators of storage services demand. The data used in the research are monthly time series (1977-I a 1980-XII) covering four Southern States of Brazil. The products included in the analysis are rice, beans and corn. The results obtained indicate that, in general, the demand for storage services is price inelastic in the short-run and price elastic in the long-run. Adjustment elasticities are relatively low and the demand for storage services is inversely and significantly related to storage costs.

Index terms: storage, prices, supply, demand.

INTRODUÇÃO

Um dos processos mais importantes para compreender o mecanismo de formação de preços nos mercados agrícolas é a estocagem de produtos, a qual tem papel importante na estabilização desses preços.

No Brasil, as pesquisas na área de procura e de oferta de estocagem de produtos agrícolas têm sido limitadas. Isso se explica, pelo menos em parte, pela inexistência, até bem pouco tempo, de séries temporais de estoques, para a maioria dos produtos. Só recentemente, em 1976, a Companhia Brasileira de Armazenamento - CIBRAZEM iniciou trabalho, em escala nacional, com vistas à construção de séries apropriadas de níveis de estoques agrícolas, cobrindo as redes de armazéns públicos, privados e cooperativos (Resende, 1982).

¹ Recebido em 02 de março de 1983.
Aceito para publicação em 30 de abril de 1984.

² Eng.^o Agr.^o, M.S., EMBRAPA - Caixa Postal 406 - CEP 78900 - Porto Velho, RD.

³ Eng.^o Agr.^o, Ph.D., Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

O aperfeiçoamento de modelos econométricos de estocagem de produtos agrícolas, nas redes de armazéns públicos e privados, tanto em zonas de produção como em centros de consumo, pode contribuir para a formulação de políticas de estabilização de preços e de abastecimento alimentar às populações urbanas. Esse conhecimento deve fornecer informações importantes, principalmente no que se refere à política de estoques de produtos básicos de alimentação.

A especulação com estoques agrícolas pode ter efeitos estabilizantes ou desestabilizantes sobre os preços de produtos. A especulação que antecipa de modo correto os eventos futuros tende a reduzir a amplitude das flutuações de preços, pois a compra de produtos, na época de safra, e a venda, na entressafra, tendem a elevar e reduzir, respectivamente, os preços de mercado, em relação aos níveis que prevaleceriam na ausência dessas atividades especulativas. No caso em que os operadores antecipam, de modo incorreto, os preços futuros, a especulação é desestabilizante, aumentando a amplitude das flutuações de preços, entre as duas épocas. O conhecimento empírico da estrutura e dos efeitos da retenção de estoques, nos mercados agrícolas, é de interesse para explicar os processos de formação de preços e para delinear políticas de estabilização (Maccini & Rossana, 1981).

Não se conhecem, no Brasil, estudos que apresentem estimativas de elasticidade de oferta de estocagem de produtos agrícolas e, na medida do conhecimento disponível, apenas cinco pesquisas apresentaram estimativas estruturais de demanda de estocagem. A Tabela 1 apresenta uma síntese de dados, métodos utilizados e resultados obtidos.

Verifica-se, na Tabela 1, que a evidência já obtida, com uma única exceção, indica que a demanda de estocagem de produtos agrícolas situa-se na amplitude

TABELA 1. Síntese de características, métodos e resultados de estudos de demanda de estocagem agrícola realizados no Brasil^{a/}.

Produto	Mercado	Método	Período	Intervalo	E_p^{de}
Açúcar	Brasil	MQDE	1947-73	Anual	- 0,42
Borracha	Mundial	MQDE	1920-72	Anual	- 0,25
Café	Brasil	MQO	1957-67	Anual	- 0,46
Arroz	São Paulo	MQO	1972-75	Mensal	- 0,98
Feijão	São Paulo	MQO	1972-75	Mensal	- 3,02
Milho	São Paulo	MQO	1972-75	Mensal	- 0,80
Milho	São Paulo	MQO	1965-76	Mensal	- 0,63

Fonte: Resende, 1982.

^{a/} Em que MQDE indica mínimos quadrados de dois estágios; MQO indica mínimos quadrados de um estágio; e E_p^{de} indica elasticidade-preço da demanda de estocagem, no curto prazo.

preço-inelástica. Além disso, os resultados indicam relação inversa entre preço do produto e quantidade estocada, de modo coerente com a teoria de demanda de estocagem. Contudo, em virtude da alta instabilidade esperada, da função de demanda de estocagem, relativa à função de oferta de estocagem, o procedimento de estimação direta de equações de demanda, utilizado em alguns destes estudos é questionável. Nesse sentido, as estimativas de elasticidades-preço da demanda de estocagem obtidas foram também de caráter restrito.

Os objetivos deste estudo foram derivar e estimar equações de oferta (demanda) de estocagem de grãos selecionados (arroz, feijão e milho) na região Sul do Brasil, para o período de 1977 a 1980 e, a partir dessas equações, estimar as elasticidades-preço de oferta e de demanda de estocagem, bem como as elasticidades de ajuste de estoque desses produtos.

METODOLOGIA

Os conceitos de oferta e de demanda de estocagem, discutidos a seguir, podem trazer dúvida, pela diferença que existe entre esses conceitos e os conhecidos conceitos de oferta e de demanda da teoria microeconômica. No caso clássico da teoria marshalliana existem, em princípio, dois agentes distintos no mercado. Do lado da demanda, o consumidor; do lado da oferta, o produtor, ambos reagindo no mercado, principalmente em função dos preços enfrentados. O período de tempo é o mesmo. Na teoria de estocagem pode não haver os dois agentes e há dois períodos de tempo envolvidos. O agente principal é o empresário estocador, que, no primeiro período, compra o produto para guardar nos armazéns e, no segundo, vende-o para o consumo, reagindo de acordo com os preços correntes e com os retornos (preços de estocagem) esperados. No primeiro período, esse empresário é considerado demandante de estoques; no segundo, ofertante de estoques (Working, 1948; 1949). No presente estudo, o empresário estocador pode ser um intermediário funcional, um produtor primário que faz EGF, um agente do governo ou um intermediário especulador.

Em geral, considera-se ofertante de estoque qualquer firma que detém a posse de produto estocado para venda futura, na forma original ou transformada (Brennan, 1958).

Em sua expressão mais simples, o conceito de oferta de estocagem expressa o nível de estoque corrente (s^t) como função do preço esperado de estocagem ou retorno esperado à estocagem ($p_e^{t+1} - p^t$), na qual o preço relevante é o preço esperado de venda do produto no período $t+1$, ou seja, p_e^{t+1} .

Segundo Labys (1973), os compradores demandam produto para estocar por três motivos: (a) transação; (b) precaução e (c) especulação. Pelo motivo de transação, o empresário demanda estoques para atendimento e manutenção da clientela; pelo motivo de precaução, a demanda de estoques tem a finalidade de garantir a operação de unidades industriais ou comerciais, durante o ano. Por esses motivos explica-se a demanda de estocagem, mesmo quando o retorno esperado ($p_e^{t+1} - p^t$)

é negativo, uma vez que, no longo prazo, o empresário espera obter algum benefício com sua atividade. Pelo motivo de especulação, o empresário demanda estoques, quando o retorno esperado à estocagem for positivo, ocorrendo o seu ganho logo no período seguinte.

Em geral, a oferta de estocagem tende a ser mais estável que a demanda de estocagem (Brennan, 1959).

A interação das funções de oferta e de procura de estocagem determina os níveis de equilíbrio de preço de estocagem e de quantidade estocada. Para um modelo de dois períodos, o equilíbrio é ilustrado na Figura 1.

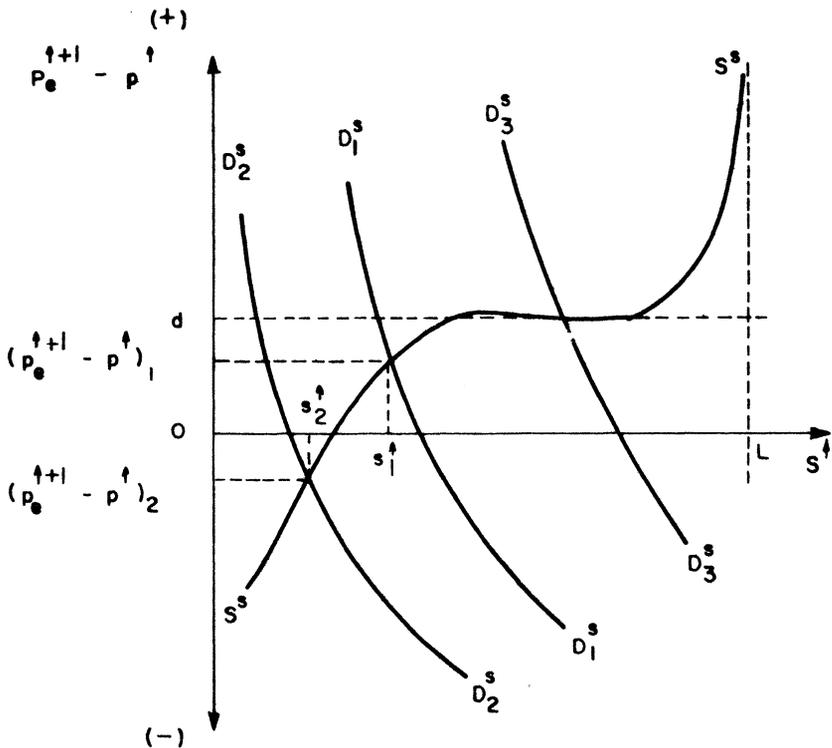


Figura 1 - Determinação dos níveis de equilíbrio de preço e quantidades estocadas

Supõe-se, inicialmente, que a função de oferta de estocagem seja relativamente mais estável que a função de demanda de estocagem (Telser, 1958). Desse modo, um diagrama de dispersão de s^t e $(p_e^{t+1} - p^t)$ identifica a função de oferta de

estocagem. Conseqüentemente, é apropriado, para bens cuja produção é estacional, estimar os parâmetros da função de oferta de estocagem e, a partir deles, calcular as elasticidades da demanda de estocagem.

A equação empírica de oferta (demanda) de estocagem apresenta a seguinte especificação:

$$s_{ij}^t = \phi_{ij} \cdot \left[k_{ij} - (p_e^{t+1} - p^t)_{ij} \right] \psi_{ij} \cdot (s_{ij}^{t-1})^{\alpha_{ij}} \cdot (c_j^t)^{\beta_{ij}} \cdot \mu_{ij}, \quad (1)$$

na qual k_{ij} é uma constante específica para o produto i , no Estado j , com valor sempre maior do que o valor máximo observado do preço de estocagem $(p_e^{t+1} - p^t)_{ij}$, selecionada empiricamente, de modo a maximizar o valor de \bar{R}^2 (Ebbeler, 1975); s_{ij}^t é o nível de estoque do produto i , no Estado j , no final do mês t , expresso em milhares de toneladas; $(p_e^{t+1})_{ij}$ é o índice de preço real esperado do produto i , no Estado j , no mês $t+1$, com base 1966 = 100; $(p^t)_{ij}$ é o índice de preço real observado do produto i , no Estado j , no mês t , com base 1966 = 100; c_j^t é o salário mínimo real, no mês t , expresso em milhares de cruzeiros de 1977, por trabalhador, por mês; $(s_{ij}^{t-1})_{ij}$ é igual a $(s_{ij}^t)_{ij}$ tomado com retardamento de um mês; ϕ_{ij} , ψ_{ij} , α_{ij} e β_{ij} são parâmetros a serem estimados; e μ_{ij} é um termo de erro estocástico, por suposição, normal e independentemente distribuído, com média igual a zero e variância constante. As hipóteses *a priori* referentes aos coeficientes de regressão parcial são as seguintes: $\psi_{ij} < 0$; $0 < \alpha_{ij} < 1$ e $\beta_{ij} < 0$.

Para a seleção da constante k_{ij} , introduzida na equação do produto i , do Estado j , foram experimentados, inicialmente, dez valores alternativos, sempre superiores ao maior valor observado da diferença $(p_e^{t+1} - p^t)$ do produto i , no Estado j . A escolha do "melhor" valor de k_{ij} foi feita levando-se em consideração o valor do coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2). O valor de k que fornece o mais alto valor de \bar{R}^2 na equação explicativa do nível de estoque, do produto i , no Estado j , é o escolhido para essa equação. A introdução desta constante garante, às equações estimadas, o formato convexo à origem, obtendo-se, conseqüentemente, a parte infinitamente preço-elástica da curva de oferta de estocagem. A Figura 2 ilustra o formato desta curva, que foi estimada por meio do modelo empírico proposto na equação (1). Nota-se que, com tal procedimento, não é possível estimar a parte perfeitamente preço-inelástica da curva de oferta de estocagem, correspondente ao nível máximo da capacidade total de estocagem dos armazéns (Sharples & Holland, 1981). Tal fato, porém, não envia os resultados da análise, uma vez que os níveis de estoques observados estavam, na época do estudo, muito aquém da capacidade máxima de estocagem dos armazéns existentes.

Pressupondo que demandantes e ofertantes de estoques formulem expectativas

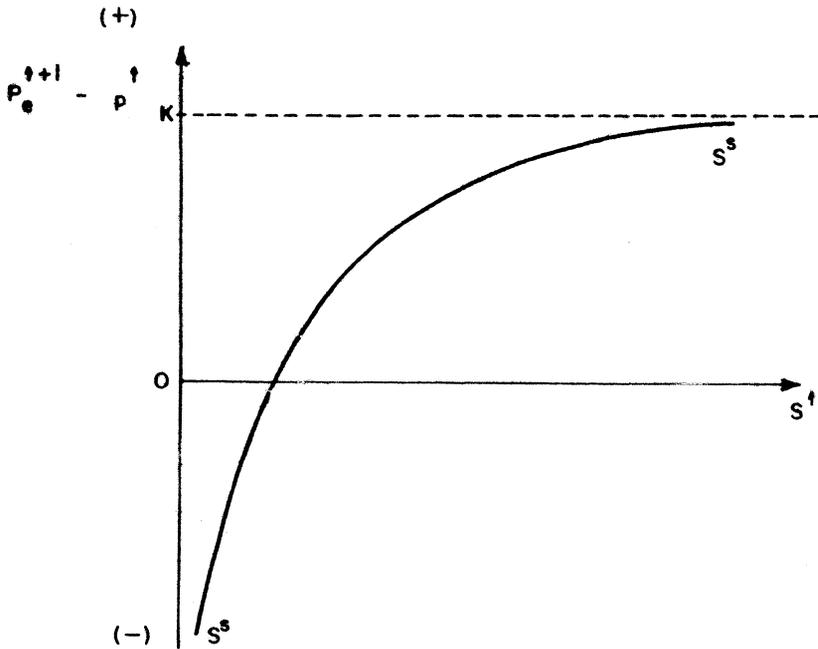


Figura 2 - Curva de oferta de estocagem estimada

de preços de produtos com base nos preços correntes e passados, uma forma de obter os índices de preços médios esperados do produto (p_e^{t+1}) é fazer uma ponderação decrescente de índices de preços presentes e passados (Kohn, 1978). Esse foi o procedimento adotado neste estudo, utilizando-se a ponderação de filtragem

$$p_e^{t+1} = 0,500p^t + 0,333p^{t-1} + 0,167p^{t-2} \quad (2)$$

As equações de oferta (demanda) de estocagem foram estimadas pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Neste estudo, o mercado é, por suposição, considerado competitivo, e admite-se que os estoques oferecidos se igualam a estoques demandados, para determinado nível de preço de estocagem. O preço do produto, a nível de estado (p^t) é, por suposição, uma variável exógena, visto que cada um dos Estados contribui, *per se*, com parcela reduzida ao suprimento nacional total, enfrentando uma curva de excesso de demanda perfeitamente preço-elástica e agindo, portanto, como tomador de preços nos mercados nacional e de exportação.

Da equação (1) derivam-se as expressões da elasticidade-preço da oferta de estocagem, no curto prazo,

$$E_p^{se}(cp) = -\psi \cdot p_e^{t+1} \cdot \left[k - (p_e^{t+1} - p^t) \right]^{-1} \quad (3)$$

e da elasticidade-preço da demanda de estocagem, no curto prazo,

$$E_p^{de}(cp) = 0,5 \cdot \psi \cdot p^t \cdot \left[k - (p_e^{t+1} - p^t) \right]^{-1} \quad (4)$$

As elasticidades de ajuste de estoques (E_a) são obtidas subtraindo-se as estimativas α_{jj} da unidade, e as elasticidades de oferta e de demanda de estocagem, no longo prazo, dividindo-se, respectivamente, as elasticidades de oferta e de demanda de estocagem, de curto prazo, pela elasticidade de ajuste.

Os dados básicos utilizados neste estudo são séries temporais (1977-I a 1980-XII) de níveis de estoques, índices de preços de produtos e salários mínimos regionais (Resende, 1982). As séries de estoques de arroz, feijão e milho englobam estoques, ao final de cada mês, dos Estados de Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo (Resende, 1982). As séries de índices de preços de arroz, feijão e milho, se referem a índices de preços médios mensais pagos aos produtores, nos quatro Estados mencionados.

As séries mensais de salários mínimos foram corrigidas, para variações no poder aquisitivo do dinheiro, usando-se o índice geral de preços (n^o 2), com base 1977 = 100.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas das equações de oferta (demanda) de estocagem de arroz, feijão e milho, para os quatro Estados que formam a região Sul, tal como definida neste estudo, encontram-se nas Tabelas 2, 3 e 4.

O poder explicativo das doze equações selecionadas de oferta (demanda) de estocagem varia bastante, tanto entre produtos como entre Estados. O valor do coeficiente de determinação corrigido mais alto ($\bar{R}^2 = 0,84$) foi obtido na equação de oferta de estocagem de arroz, para o Paraná, e o valor mais baixo ($\bar{R}^2 = 0,34$), na equação de oferta de feijão, para Rio Grande do Sul. Seria de esperar que altos valores de \bar{R}^2 se devessem ao emprego da constante k , que força a curva estimada à forma esperada para a função de oferta de estocagem. Contudo, baixos valores de \bar{R}^2 , em alguns casos, sugerem a omissão de variáveis explicativas importantes, nos modelos de oferta (demanda) de estocagem. Dentre estas possíveis omissões destacam-se o nível de produção mensal e a tarifa média de estocagem. Infelizmente, não se dispõe de séries históricas mensais referentes a essas duas variáveis, razão por que não puderam ser incluídas na análise. Outra variável que pode ser importante, para explicar variações no nível de estoque, é a taxa de juros do mercado financeiro, que se espera ser inversamente relacionada com o nível de estoque.

TABELA 2. Equações selecionadas de oferta (demanda) de estocagem de arroz. Região Sul do Brasil, 1977-I a 1980-XII^{a/}

$$s_t = \phi \cdot \left[k - (p_e^{t+1} - p^t) \right]^\psi \cdot s_{t-1}^\alpha \cdot c_t^\beta$$

Regressor ^{b/}	Estado			
	RS	SC	PR	SP
k	250	220	170	190
$\hat{\phi}$	10 ^{6,4631}	10 ^{5,0861}	10 ^{0,0997}	10 ^{0,7157}
$\hat{\psi}$	- 0,2860 * [0,2335] (1,2248)	- 0,8509 *** [0,2364] (3,5994)	- 0,5777 *** [0,3045] (1,8972)	- 0,2972 [0,5777] (0,5144)
$\hat{\alpha}$	0,8694 *** [0,0813] (10,6937)	0,7788 *** [0,0883] (8,8199)	0,8904 *** [0,0586] (15,1945)	0,7310 *** [0,1006] (7,2664)
$\hat{\beta}$	- 1,8558 *** [0,8887] (2,0882)	- 0,9666 *** [0,5114] (1,8901)	0,0498 [0,6066] (0,0821)	0,1164 [1,2024] (0,0968)
\bar{R}^2	0,327	0,6999	0,8429	0,5388
h	- 5,5898 ***	- 8,2413 ***	- 5,0249 ***	- 8,3367 ***
F	41,1995 ***	35,2141 ***	79,6979 ***	18,1370 ***

Fonte: Dados básicos apresentados em Resende, 1982.

^{a/} os valores entre colchetes, abaixo dos coeficientes de regressão parcial, são os desvios-padrão e os valores entre parênteses, abaixo dos valores dos desvios-padrão, são as estatísticas t de Student.

^{b/} s^t indica o nível de estoque, no mês t; s^{t-1} é igual a s^t tomado com retardamento de um mês; p_e^{t+1} indica expectativa do índice de preço real do produto, no mês t+1; p^t indica índice de preço real do produto recebido pelo produtor, no mês t; c^t indica salário mínimo real, no mês t; k indica o valor da constante maximizadora do valor de \bar{R}^2 ; $(p_e^{t+1} - p^t)$ indica retorno esperado à estocagem; \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado; h é a estatística do teste de Durbin; (*) e (***) indicam significância, aos níveis de 0,20 e 0,05 de probabilidade, respectivamente.

TABELA 3. Equações selecionadas de oferta (demanda) de estocagem de feijão. Região Sul do Brasil, 1977-I a 1980-XII ^{a/}

$$s_t = \phi \cdot \left[k - (p_e^{t+1} - p^t) \right]^\psi \cdot s_{t-1}^\alpha \cdot c_t^\beta$$

Regressor ^{b/}	Estado			
	RS	SC	PR	SP
k	260	90	210	320
$\hat{\phi}$	10 ^{3,1376}	10 ^{2,7644}	10 ^{2,5205}	10 ^{1,2192}
$\hat{\psi}$	-0,4613 * [0,4527] (1,0190)	-0,1298 [0,1549] (0,8380)	-0,2293 ** [0,1443] (1,5890)	-0,0274 [0,0533] (0,5141)
$\hat{\alpha}$	0,5914 *** [0,1337] (4,4233)	0,7838 *** [0,1090] (7,1908)	0,8144 *** [0,0972] (8,3786)	0,7582 *** [0,1106] (6,8553)
$\hat{\beta}$	-0,6607 [1,5076] (0,4382)	-0,8153 [1,2296] (0,6631)	-0,6028 [0,9894] (0,6093)	-0,3798 [1,0259] (0,3702)
\bar{R}^2	0,3389	0,5769	0,6213	0,5094
h	-16,6154 ***	-7,3416 ***	-5,0942 ***	-9,2172 ***
F	8,5192 ***	20,9977 ***	25,0660 ***	16,2283 ***

Fonte: Dados básicos apresentados em Resende, 1982.

^{a/} os valores entre colchetes, abaixo dos coeficientes de regressão parcial, são os desvios-padrão e os valores entre parênteses, abaixo dos valores dos desvios padrão, são as estatísticas t de Student.

^{b/} s^t indica o nível de estoque, no mês t; s^{t-1} é igual a s^t tomado com retardamento de um mês; p_e^{t+1} indica expectativa do índice de preço real do produto, no mês t+1; p^t indica índice de preço real do produto recebido pelo produtor, no mês t; c^t indica salário mínimo real, no mês t; k indica o valor da constante maximizadora do valor de \bar{R}^2 ; $(p_e^{t+1} - p^t)$ indica retorno esperado à estocagem; \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado; h é a estatística do teste de Durbin; (*), (**) e (***) indicam significância, aos níveis de 0,20, 0,10 e 0,05 de probabilidade, respectivamente.

TABELA 4. Equações selecionadas de oferta (demanda) de estocagem de milho. Região Sul do Brasil, 1977-I a 1980-XII ^{a/}

$$s^t = \phi \cdot \left[k - (p_e^{t+1} - p^t) \right]^\psi \cdot s_{t-1}^\alpha \cdot c_t^\beta$$

Regressor ^{b/}	Estado			
	RS	SC	PR	SP
k	230	440	480	320
$\hat{\phi}$	10 ^{0,5764}	10 ^{1,5797}	10 ^{1,3365}	10 ^{-1,2226}
$\hat{\psi}$	0,1342 [0,1705] (0,7871)	-0,1659 [0,2875] (0,5770)	-0,2296 [0,3230] (0,7108)	-0,0233 [0,0735] (0,3170)
$\hat{\alpha}$	0,6881 *** [0,1148] (5,9939)	0,8078 *** [0,0960] (8,4146)	0,8471 *** [0,0827] (10,2430)	0,8303 *** [0,0860] (9,6546)
$\hat{\beta}$	-0,1548 [1,1561] (0,1339)	-0,2723 [0,7837] (0,3474)	-0,1385 [0,9272] (0,1494)	0,5376 [0,8231] (0,6531)
\bar{R}^2	0,4560	0,6110	0,7044	0,6730
h	-10,2835 ***	-6,9356 ***	-4,8858 ***	0,1359 ***
F	13,2964 ***	24,0411 ***	35,9539 ***	31,1860 ***

Fonte: Dados básicos apresentados em Resende, 1982.

^{a/} os valores entre colchetes, abaixo dos coeficientes de regressão parcial, são os desvios-padrão e os valores entre parênteses, abaixo dos valores dos desvios-padrão, são as estatísticas t de Student.

^{b/} s^t indica o nível de estoque, no mês t; s^{t-1} é igual a s^t tomado com retardamento de um mês; p_e^{t+1} indica expectativa do índice de preço real do produto, no mês t+1; p^t indica índice de preço real do produto recebido pelo produtor, no mês t; c^t indica salário mínimo real, no mês t; k indica o valor da constante maximizadora do valor de \bar{R}^2 ; $(p_e^{t+1} - p^t)$ indica retorno esperado à estocagem; \bar{R}^2 é o coeficiente ajustado de determinação; h é a estatística do teste de Durbin; (***) indica significância, ao nível de 0,05 de probabilidade.

As estatísticas h , de Durbin, utilizadas em teste de hipótese nula de ausência de correlação serial nos resíduos, indicariam, à primeira vista, a ocorrência de problemas de correlação serial nas equações estimadas. Contudo, dada a mistura de dados de cortes seccionais e séries temporais, a amostra ou processo não apresenta uma ordenação natural subjacente e, neste caso, o teste de correlação serial não se aplica.

A estatística F para o teste da hipótese nula, de que nenhuma das variáveis explicativas utilizadas teria influência sobre a média do nível de estoque, é rejeitada, ao nível 0,01 de probabilidade. Problemas sérios de multicolinearidade não foram detectados. O mais alto valor estimado de r_{ij} foi igual à 0,34, aproximadamente.

Os valores selecionados de k variam bastante ($k = 90$ a $k = 480$), tanto entre produtos como entre Estados, indicando que os níveis em que se situam as equações estimadas de oferta (demanda) de estocagem também diferem substancialmente entre si. Esse resultado é esperado, uma vez que os níveis médios de estoques oscilam bastante, tanto entre produtos como entre Estados.

Os sinais dos coeficientes de regressão parcial da variável $[k - (p_e^{t+1} - p^t)]$ são negativos, tal como esperado, em onze dentre as doze equações estimadas. O sinal negativo do coeficiente dessa variável indica relação direta entre retorno esperado $(p_e^{t+1} - p^t)$ e nível de estoque (s^t) . Na equação de oferta de estocagem de milho, no Rio Grande do Sul, entretanto, o sinal de ψ é positivo, contrariando as expectativas *a priori*. Observa-se, porém, que, nesse caso, o valor do coeficiente ψ não é estatisticamente diferente de zero, nem ao nível 0,20 de probabilidade. Em seis outros casos, em que o sinal de ψ é coerente com o esperado, seus valores não são estatisticamente significantes, nem ao nível 0,20 de probabilidade. Nos cinco casos restantes, as estimativas de ψ apresentam sinais coerentes e estatisticamente significantes, pelo menos ao nível 0,20 de probabilidade.

A relação direta entre preço de estocagem (ou retorno esperado à estocagem) e nível de estoque indica que o motivo de especulação é importante para explicar o comportamento dos operadores do mercado de serviços de estocagem (Chatterjee & Mukherjee, 1979).

A análise dos efeitos de custos de estocagem sobre oferta de estoque apresenta alguns resultados contraditórios (Tabelas 2 a 4). Três, dentre os doze coeficientes de regressão parcial estimados $(\hat{\beta}_{ij})$, apresentam sinais positivos, contrariando as expectativas. Nesses três casos, entretanto, os coeficientes estimados não são significantes, nem ao nível 0,20 de probabilidade, indicando inexistência de relação significativa entre custo de estocagem e nível de estoque. Nos nove casos restantes obtém-se sinal negativo, coerente com a expectativa *a priori*, mas, dentre eles, sete não são estatisticamente diferentes de zero, nem ao nível 0,20 de probabilidade. Nos dois casos restantes, os coeficientes estimados $(\hat{\beta}_{ij})$ são estatisticamente diferentes de zero, ao nível 0,05 de probabilidade, indicando que, pelo menos nesses dois casos (arroz, nos Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina), o salário mínimo pago aos trabalhadores é bom indicador dos custos enfrentados pelos ope-

radores no mercado de estocagem. A não-significância de alguns estimadores do coeficiente da variável custo de estocagem pode ser atribuída, também, a problemas de especificação dos modelos, conforme discutido anteriormente.

Todos os valores dos coeficientes (α) da variável endógena retardada (s^{t-1}) situam-se dentro da amplitude esperada ($0 < \alpha < 1$) e são estatisticamente significantes, ao nível 0,05 de probabilidade. Os valores de $\hat{\alpha}$ variaram de 0,59 a 0,89, indicando que as elasticidades de ajuste de estoque variam entre 0,11 e 0,41 (Tabelas 2 a 5). Elasticidades de ajuste relativamente baixas mostram que o processo de adaptação dos estoques não é instantâneo ou imediato, mas toma tempo relativamente longo, num contexto mensal. Os baixos valores das elasticidades de ajuste de estoques refletem, em grande parte, restrições no mercado de serviços de estocagem e de serviços de comercialização afins à estocagem, escassez de alternativas comerciais e incertezas enfrentadas pelos operadores desse mercado (Pliska, 1973. Weymar, 1968). Investimentos públicos em melhoria da qualidade dos serviços de estocagem e correlatos, tais como os de expurgo e manipulação, expansão do crédito para comercialização (EGF) e dos meios de transporte, podem contribuir para a expansão dos níveis de estoques e, conseqüentemente, para a maior estabilização dos preços dos produtos agrícolas.

A Tabela 5 apresenta as elasticidades-preço, nos prazos curto e longo, de oferta e procura de estocagem, as elasticidades de ajuste de estoques e as elasticidades-custo de estocagem de arroz, feijão e milho, para os Estados que compõem a Região estudada. Observa-se que as elasticidades-preço de oferta de estocagem, nos prazos curto e longo são substancialmente maiores, em termos absolutos, que as elasticidades-preço de demanda de estocagem. Esse fato, de certa forma, é esperado, em razão das fórmulas utilizadas no cálculo dessas elasticidades. Pelas expressões (3) e (4), a elasticidade-preço da oferta de estocagem torna-se, aproximadamente, igual ao dobro da elasticidade-preço da demanda de estocagem, diferenciadas apenas pelo preço esperado em $t+1$ (p_e^{t+1}), numa, e pelo preço corrente (p^t), na outra. Entretanto, sendo utilizada uma forma mais apropriada de projeção do preço esperado em $t+1$, este pode não ser tão influenciado por p^t e as duas elasticidades tornam-se independentes uma da outra.

Em termos aproximados, as elasticidades-preço de oferta e de demanda de estocagem no curto prazo variaram de zero a 5,2 e de zero a -2,6, respectivamente. No longo prazo, também em termos aproximados, situaram-se dentro das amplitudes de zero até 41,1 e de zero até -20,6 (Tabela 5). As grandes diferenças entre as elasticidades-preço, no curto e longo prazos, se devem aos baixos valores das elasticidades de ajuste de estoques (primeira coluna da Tabela 5).

Não se dispõe de estimativas anteriores de elasticidades-preço de oferta de estocagem de produtos agrícolas para o Brasil. As elasticidades-preço de demanda de estocagem estimadas em pesquisas anteriores, apresentadas na Tabela 1, não são diretamente comparáveis com as obtidas no presente estudo. Tal como discutido, nos estudos anteriores, as equações de demanda de estocagem foram obtidas por estimação direta, procedimento que parece incorreto.

TABELA 5. Elasticidades de ajuste e de custo, elasticidades-preço de oferta e de demanda, no curto e longo prazos, de estocagem de grãos. Região Sul do Brasil, 1977-I a 1980-XII.

Produto	Estado	Elasticidade de ajuste (E_a)	Elasticidade-custo E_c (cp)	Elasticidade-preço de demanda		Elasticidade-preço de oferta	
				Curto prazo E_p^{de} (cp)	Longo prazo E_p^{de} (cp)	Curto prazo E_p^{se} (cp)	Longo prazo E_p^{se} (cp)
Arroz	RS	0,1306	-1,8558	-0,8510	-6,5161	1,7019	13,0314
	SC	0,2212	-0,9666	-2,6193	-11,8413	5,2171	23,5854
	PR	0,1096	0,0498 ⁿ	-2,2641	-20,6578	4,5035	41,0903
	SP	0,2690	0,1164 ⁿ	-0,9333	-3,4695	1,8591	6,9111
Feijão	RS	0,4086	-0,6607	-1,4885	-3,6429	2,9236	7,1552
	SC	0,2162	-0,8153	-0,8766	-4,0546	1,7147	7,9311
	PR	0,1856	-0,6028	-0,8997	-4,8475	1,7723	9,5490
	SP	0,2418	-0,3798	-0,0696	-0,2878	0,1382	0,5715
Milho	RS	0,3119	-0,1548	0,4962	1,5909	-0,9842	-3,1555
	SC	0,1922	-0,2723	-0,3059	-1,5916	0,6065	3,1556
	PR	0,1529	-0,1385	-0,4842	-3,1668	0,9646	6,3087
	SP	0,1697	0,5376 ⁿ	-0,0606	-0,3571	0,1198	0,7059

Fonte: Resende, 1982.

Quanto às elasticidades-custo de estocagem, não foi possível fazer inferências seguras, uma vez que foram provenientes, em sua maioria, de coeficientes não significativos.

CONCLUSÕES E INFERÊNCIAS

Os resultados obtidos no presente estudo são, em geral, bastante satisfatórios. As elasticidades-preço de oferta e de procura de estocagem apresentam os sinais esperados, isto é, coerentes com a teoria de estocagem. Em termos absolutos, as elasticidades-preço de oferta de estocagem nos prazos curto e no longo, foram sempre superiores às correspondentes elasticidades-preço de demanda de estocagem. Verifica-se, também, que os estocadores não ajustam seus níveis de estoques de modo instantâneo. Os resultados da análise de efeito de custos de estocagem sobre nível de estoque não são conclusivos, mas é de esperar que a relação entre as duas variáveis seja realmente de natureza inversa, como observado em alguns casos.

Sugere-se que qualidade e a quantidade dos serviços de informação de mercado agrícola sejam aperfeiçoados e ampliados, caso se deseje melhorar as funções alocadoras de preços e estabilizadoras de estoques e preços de produtos básicos.

Sugere-se também a ampliação do programa de suprimento de crédito para estocagem (EGF), pelo Governo Federal. A ampliação desse programa tenderia a se refletir em mecanismos mais rápidos de ajuste de estoques e, conseqüentemente, em maiores efeitos estabilizadores dos preços dos produtos.

À medida em que a relação inversa entre custo de estocagem e nível de estoques seja de fato a observada, sugere-se a utilização das tarifas da rede pública, como instrumento efetivo para expansão do volume de estoques, no período de safra, o que tenderia a resultar em preços mais estáveis, ao longo do ano agrícola.

Investimentos públicos com vistas à melhor distribuição espacial da capacidade de armazéns e silos, e conseqüente redução dos custos de transporte, tenderiam a amenizar algumas das restrições enfrentadas pelos estocadores, resultando em ajustes mais rápidos nos níveis de estoques, na direção dos estoques de equilíbrio ou planejados, e em maior estabilidade de preços dos produtos agrícolas.

REFERÊNCIAS

- BRENNAN, M.J. The supply of storage. *Am. Econ. Rev.*, Chicago, 48(1):50-72, 1958.
- . A model of seasonal inventories. *Econometrica*, Bristol, 27(2):228-44, 1959.
- CHATTERJEE, P.K. & MUKHERJEE, D.R. Prices spreads and inventory demand: a study of jute crop. *Indian J. Agric. Econ.*, Bombay, 34(4):190-4, 1979.
- EBBELER, D.H. On the probability of correct model selection using the maximum \bar{R}^2 choice criterion. *Int. Econ.Rev.*, Amsterdam, 16(2):516-20, 1975.
- KOHN, M. Competitive speculation. *Econometrica*, Bristol, 16(5):1061-76, 1978.

- LABYS, W.C. **Dynamic commodity models: specification, estimation and simulation.** Lexington, Lexington Books, 1973. 351p.
- MACCINI, L.J. & ROSSANA, R.J. Investment in finished goods inventories: an analysis of adjustment speeds. *Am. Econ. Rev.*, Nashville, **71**(2):17-22, 1981.
- PLISKA, S.R. Supply of storage theory and commodity equilibrium prices with stochastic production. *Am. J. Agric. Econ.*, Lexington, **55**(4):653-8, 1973.
- RESENDE, J.C. **Oferta e demanda de serviços de estocagem de produtos agrícolas na Região Sul do Brasil.** Viçosa, U.F.V., 1982. 110p. Tese MS.
- SHARPLES, J.E. & HOLLAND, F.D. Impact of the farmer owned reserve on privately owned wheat stocks. *Am. J. Agric. Econ.*, Lexington, **63**(8):538-43, 1981.
- TELSER, L.G. Futures trading and the storage of cotton and wheat. *J. Polit. Econ.*, Chicago, **66**(2):233-53, 1958.
- WEYMAR, F.H. **The dynamics of the world cocoa market.** Cambridge, MIT Press, 1968. 253p.
- WORKING, H. Theory of the inverse carrying charges in futures markets *J. Farm. Econ.*, Menasha, **30**(1):1-28, 1948.
- . The theory of the price of storage. *Am. Econ. Rev.*, Chicago, **39**(4):1254-62, 1949.