

PROBLEMAS NA ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE OFERTA OU DEMANDA DE PRODUTOS OU INSUMOS AGRÍCOLAS¹

TOSHIO NOJIMOTO²

RESUMO - Este trabalho procura mostrar que existe, em geral, erro de especificação nos modelos econométricos dos estudos empíricos que estimaram função de oferta ou demanda de produtos ou insumos agrícolas, a partir de dados de séries temporais. Procura mostrar também que quando se usa modelos econométricos mais adequados, as estimativas dos coeficientes das variáveis, bem como das elasticidades, tornam-se não significativas.

Termos para indexação: oferta e demanda agrícola.

PROBLEM IN ESTIMATION OF AGRICULTURAL DEMAND AND SUPPLY FUNCTIONS

ABSTRACT - The purpose of this study is to show that empirical studies of agricultural demand and supply function estimates generally are not fit using correctly specified econometric models. It is suggested that a theoretically sound model is estimated the parameters become non-significant.

Index terms: agricultural demand and supply.

INTRODUÇÃO

Os estudos de funções de oferta e demanda são muito importantes porque permitem conhecer o comportamento do mercado. Com isso pode-se evitar as flutuações anormais nos preços e nas quantidades, tanto de produtos, quanto de insumos agrícolas. Visando atender a essa finalidade, inúmeras funções de oferta/demanda foram estimadas a partir de dados de séries temporais.

MATERIAL E MÉTODOS

A metodologia usada neste trabalho consistiu em reestimar funções de oferta ou demanda já estimadas por outros autores. Os trabalhos foram escolhidos em função apenas da disponibilidade de dados. Reestimou-se as funções de duas maneiras. Na primeira considerou-se o mesmo modelo (tipo de função e variáveis) usado pelo autor, complementando-o, quando foi o caso, com a estimativa da elasticidade. Na segunda, considerou-se uma função linear e um conjunto de variáveis – das disponíveis

¹ Recebido em 01 de junho de 1983.

Aceito para publicação em 17 de junho de 1985.

² Eng.º Agr.º, MS. Departamento de Economia Rural/FCA/UNESP - CEP 18600 - Botucatu, SP.

veis nos dados – teoricamente justificáveis. Usou-se o modelo linear por sua simplicidade. Por outro lado, como o objetivo é mostrar que as estimativas são imprecisas; não haverá grandes alterações ao se mudar para uma função logarítmica. O modelo foi escolhido, portanto, *a priori*, para ser testado e não o contrário, testado para ser escolhido.

Considerou-se o nível de significância de 5% para os testes de t e de F e o nível de confiança de 95% para a determinação do intervalo de confiança.

Adotou-se, portanto, o seguinte critério de aceitação da hipótese alternativa H_a .

1. Quando o t ou o F calculado for maior que o t ou o F crítico a 5% aceita-se a hipótese alternativa H_a ($B_i \neq 0$ ou $E_i \neq 1$).

As estimativas foram feitas pelo método dos quadrados mínimos.

Na função linear ($Y = a + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_rX_r$), a estimativa da variância de b_i , da elasticidade E_i e sua variância foram calculadas pelas fórmulas (1), (2) e (3) respectivamente.

$$\hat{V}(b_i) = \ell_i \cdot [x'x]^{-1} \cdot \ell_i' \cdot s^2 \quad (1)$$

$$e_i = b_i \cdot \frac{\bar{X}_i}{\bar{Y}} \quad (2)$$

$$\hat{V}(e_i) = \frac{\bar{X}_i^2}{\bar{Y}^2} \cdot \hat{V}(b_i) + b_i^2 \cdot \frac{\bar{X}_i^2}{\bar{Y}^4} \cdot \frac{s^2}{n} \quad (3)$$

onde

$\hat{V}(b_i)$ = estimativa da variância de b_i .

ℓ_i = vetor linha com m elementos sendo o $i = 1$ e os demais nulos.

x = matriz das variáveis independentes centradas.

s = desvio padrão residual.

e_i = estimativa da elasticidade E_i da variável x_i .

b_i = estimativa do coeficiente B_i da variável X_i .

X_i = variáveis independentes.

Y = variável dependente (quantidade).

\bar{X}_i = média da variável independente x_i .

\bar{Y} = média da variável dependente.

$\hat{V}(e_i)$ = estimativa da variância de e_i .

n = número de observações.

O intervalo de confiança da estimativa dos coeficientes da regressão e das elasticidades foram feitas pelas fórmulas 4 e 5.

$$\text{IC de } b_i = b_i \pm t_o \cdot \sqrt{\hat{V}(b_i)} \quad (4)$$

$$\text{IC de } e_i = e_i \pm t_o \cdot \sqrt{\hat{V}(e_i)} \quad (5)$$

Na função logarítmica

$$Z = A \cdot W_1^{b_1} \cdot W_2^{b_2} \cdot \dots \cdot W_k^{b_k}$$

fazendo-se as seguintes transformações:

$$\log Z = Y$$

$$\log A = a$$

$$\log W_i = X_i$$

obtém-se:

$$Y = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k$$

Neste caso a elasticidade é o próprio coeficiente b_i .

ERRO DE ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS ECONÔMICOS

O erro de especificação consiste em se escolher um modelo econômico (tipo de função e variáveis) diferente daquele que representa o fenômeno a ser estudado. Considerando que o tipo de função escolhido seja o ideal, resta escolher as variáveis independentes e a dependente e isto é muito importante, pois, como dizem Hoffmann & Vieira (1977) a exclusão de variáveis que afetam a variável dependente introduz tendenciosidade nas estimativas dos parâmetros do modelo.

Por outro lado, a inclusão de variáveis desnecessárias não provoca tendenciosidade nos resultados. Isto mostra que é preferível errar por mais que por menos.

A escolha das variáveis deve ser feita após o estudo do comportamento do produto no mercado das suas funções, do seu uso, da sua substitutibilidade técnica etc. Por exemplo se os óleos comestíveis podem ser usados indiferentemente os preços dos vários produtos (óleo de milho, soja, caroço de algodão, amendoim, girassol, etc.) devem ser considerados na estimativa da função demanda de uma delas. Em geral as variáveis independentes apresentam certo grau de correlação. Este fato não é suficiente para justificar a retirada de qualquer variável do modelo. A correlação entre as variáveis independentes não introduz tendenciosidade nos resultados, apenas torna elevadas as variâncias e covariâncias das estimativas dos parâmetros.

Em geral, os modelos econômicos testados não são os mais adequados dentro dos possíveis, como será visto no capítulo a seguir. Isto ocorre porque o modelo é, em geral, escolhido *a posteriori* pela significância dos testes.

RESULTADOS

Como são muitos os trabalhos empíricos que estimaram funções de oferta e procura, não foi possível fazer um estudo detalhado de cada um. Escolhemos apenas uma amostra levando em consideração a disponibilidade dos trabalhos e a existência dos dados originais no mesmo. Os trabalhos escolhidos foram: Cibantos (1972), Pinheiro (1973), Sobral (1973), Pescarin (1974) e Carmo (1974).

Todos estes trabalhos foram analisados e, a partir dos dados originais, reestimamos novas funções de oferta ou demanda de acordo com uma concepção teórica estabelecida *a priori*. Fizemos, em seguida, os testes estatísticos para verificar a significância ou não dos resultados. Dos trabalhos estudados publicamos aqui, por motivo de espaço, apenas alguns resultados. Esclarecemos que a escolha foi aleatória e que qualquer que fosse o trabalho escolhido os resultados seriam basicamente os mesmos.

Carmo (1974) estimou funções de demanda de oleaginosas e uma dessas foi a soja cujo resultado está na Tabela 1. Para a autora a demanda de soja (óleo) é função do preço da soja (W_2), do preço do óleo de caroço de algodão (W_3) e da urbanização (W_7). O resultado mostra duas variáveis significativas, W_2 e W_7 , indicando que

TABELA 1. Intervalo de confiança, a 95%, dos parâmetros da função demanda (linear logarítmica) de soja.

Variável		Parâmetro	Intervalo de confiança a 95%	
Constante	kg/hab	- 2,6369	-	-
W2 = preço soja	Cr\$/ton	- 4,1635	- 7,9142	- 0,4128*
W3 = preço óleo caroço algodão	Cr\$/kg	0,7439	- 0,5505	2,0385
	%	6,2144	3,6930	8,7359*
DPR = 0,6166	$R^2 = 0,7437$		F = 16,4483*	
TDW = 1,3151	n = 21	GL = 17	to = 2,1098	

Fonte: Carmo (1974).

* significativo a 5%

- inconclusiva.

estas duas variáveis estão afetando a demanda de soja. O teste de F (16,4) também é significativo, indicando que deve haver relação entre as variáveis independentes e a dependente. O coeficiente de determinação é relativamente elevado ($R^2 = 0,74$), o que mostra um bom ajustamento. Contudo o modelo em si não é adequado pelas seguintes razões:

- As variáveis W_2 , W_3 e W_7 não indicam claramente se a função é de oferta ou de demanda. As duas primeiras são indiferentes. A terceira, urbanização, está ligada à demanda pelo hábito alimentar da população urbana, mas ao mesmo tempo ela é um indicador de industrialização e está portanto relacionada à oferta de óleos vegetais que são produtos industriais.
- O modelo não inclui variáveis teoricamente importantes como o consumo no ano anterior (Z_{t-1}). O preço do óleo de amendoim (W_1), preço de banha (W_4), preço de toucinho (W_3) são todos substitutos da soja (óleo). Não inclui ainda a variável renda per capita (W_6). Como se sabe o consumo varia em função da renda. A variável tendência procura captar as variações ao longo do período analisado.
- Os coeficientes são significativos porque usou-se como critério de escolha do modelo a significância dos mesmos. Não se pode portanto dizer agora que as variáveis preço de soja e urbanização estão afetando a demanda porque os testes são significativos.

Em vista disto reestimamos uma nova função demanda, agora na forma linear e

incluimos as variáveis não consideradas pelo autor. O resultado está na Tabela 2.

Observa-se que neste novo modelo o coeficiente de determinação eleva-se para 0,89, indicando que o ajustamento é melhor do que o anterior cujo R^2 valia 0,74. Este fato ocorreu não só neste ajustamento mas também nos demais.

O teste de F mostra-se significativo, indicando que pelo menos uma variável está relacionada com a demanda. O resultado não difere, portanto, do modelo anterior. Isto era esperado, pois a inclusão de mais variáveis não deve fazer com que o teste se torne não significativo, pelo contrário. A inclusão de variáveis importantes torna o teste significativo.

Quanto à significância dos parâmetros observa-se que apenas uma, a relacionada com a variável consumo de soja no ano t-1 (Z_{t-1}), mostra-se diferente de zero. Isto indica que o consumo cresce de forma proporcional ao consumo do ano anterior e isto é muito natural. Todas as demais variáveis mostraram-se não significativas. Portanto, não se pode dizer que a demanda de óleo de soja foi função do preço da soja (óleo), amendoim, banha, etc., no período estudado.

Em virtude disso, as elasticidades não poderiam deixar de ser também não diferentes de 1. Os resultados mostram que a elasticidade preço óleo de soja deve estar a 95% de confiança entre -4,3 a 8,5. A elasticidade cruzada preço de amendoim deve estar entre -3,0 a 2,1. Ora, estes resultados tem pouco valor prático pois indicam que se o preço da soja elevar-se em 10% o consumo cairá em 43,1% ou crescerá de 85,7% *ceteris paribus*.

Observa-se que o Teste de Durbin Watson mostra-se não significativo apesar da inclusão das novas variáveis.

O modelo considerado usou uma função linear, mas os resultados não seriam muito diferentes se fosse usada uma função linear nos logaritmos.

Tomemos um outro exemplo. Cibantos (1972) estimou uma função de demanda de fertilizantes e um de seus resultados está na Tabela 3. No modelo do autor aparecem apenas as variáveis preço de fertilizantes (X_1) e área cultivada (X_2). O coeficiente de determinação é relativamente bom ($R^2 = 0,72$). O teste de F mostra-se significativo indicando que existe relação entre as variáveis independentes e a dependente. Os parâmetros, a própria elasticidade, mostram-se todas significativas, indicando que suas respectivas variáveis afetaram a demanda de fertilizantes no período. Apesar disso, a elasticidade preço não difere de -1 , não se pode dizer que a demanda de fertilizantes seja elástica ou inelástica. Se o preço do fertilizante subir 1% o consumo deverá cair entre -1,9 a -0,3%.

O modelo em questão apresenta contudo os seguintes inconvenientes:

- a. O modelo não inclui variáveis importantes como rendimento (X_3), preços recebidos (X_4), tendência (X_5) e consumo no ano t-1 ($Y-1$). A variável X_4 é fundamental pois a demanda depende de preços relativos não de preços absolutos;
- b. O teste de Durbin Watson mostrou-se significativo, indicando haver autocorrelação nos resíduos.

TABELA 2. Intervalo de confiança, a 95%, dos parâmetros e das elasticidades da função demanda (linear) de soja.

Variável	Parâmetro	Intervalo de confiança		Elasticidade	Intervalo de confiança	
Constante	kg/hab.					
Zt-1 = consumo soja t-1	1,2125	0,4655	1,9595*	0,9571	0,3208	1,5933*
W1 = preço amendoim	- 0,0008	- 0,0056	0,0040	- 0,4443	- 3,0703	2,1816
W2 = preço soja	0,0042	- 0,0085	0,0170	2,1312	- 4,3109	8,5733
W3 = preço óleo C. Alg.	- 0,2127	- 1,7056	1,2801	- 0,4035	- 3,2367	2,4296
W4 = preço banha	0,5394	- 0,2827	1,3616	2,3659	- 1,2884	6,0203
W5 = preço toucinho	- 0,3191	- 1,3041	0,6659	- 1,2411	- 5,0846	2,6023
W6 = renda per capita SP.	0,0001	- 0,0030	0,0033	0,3631	- 7,3563	8,0826
W7 = urbanização %	0,0004	- 0,4367	0,4376	0,0405	- 40,2432	40,3243
W8 = tendência anos	0,0130	- 0,6342	0,6603	0,1970	- 9,5683	9,9623
DPR = 0,3793		R ² = 0,8938	F = 10,2887	F crítico = 2,90	TDW = 2,1433	
N = 21		GL = 11	to = 2,2010.			

Fonte: Carmo (1974).

TABELA 3. Intervalo de confiança, a 95%, dos parâmetros da função demanda (linear logarítmicos) de fertilizantes.

Variável		Parâmetro	Intervalo de confiança	
1. Constante	índice	- 21,1156	- 1,9217	- 0,3165 *
X1 = preço fertilizantes	índice	- 1,1191	- 1,9217	- 0,3165 *
X2 = área cultivada	índice	6,5187	4,4727	8,5646 *
DPR = 0,3668	$R^2 = 0,7256$	F = 26,4479 *		
TDW = 0,8417 ⁼⁼	n = 23	GL = 20	to = 2,0860	

Fonte: Cibantos (1972).

* significativo a 5%

= significativo a 5%

Em vista disso reestimamos a partir dos dados disponíveis nova função demanda, agora na forma linear e incluindo as variáveis mencionadas anteriormente. O resultado está na Tabela 4. O modelo é teoricamente aceitável pois inclui tanto preços recebidos como preços pagos (X_1). Contudo os resultados não são muito práticos. Se por um lado o coeficiente de determinação é muito elevado ($R^2 = 0,95$) bem superior ao do modelo anterior ($R^2 = 0,72$) indicando um melhor ajustamento, os parâmetros mostram-se todos não significativos, com exceção do da variável consumo no ano t-1 (Y-1). Portanto, não se pode dizer que o consumo de fertilizantes esteve relacionado com o preço do mesmo ou os preços recebidos pelos produtores. Com isso o resultado prático da estimativa é de pouca valia como instrumento de previsão.

É bom lembrar que o teste de F mostrou-se altamente significativo, como não poderia deixar de ocorrer. O teste de Durbin Watson mostrou-se agora não significativo.

O trabalho de Pescarin (1974) também apresenta os mesmos problemas citados anteriormente. O modelo usado para estimar função de demanda de fósforo não possui nenhuma variável relacionada a preços recebidos. A autora usa apenas as variáveis preço de fósforo, área cultivada, rendimento e crédito. Quando se inclui variáveis como preços recebidos, preços de nitrogênio, preço de potássio e consumo no ano t-1, o coeficiente de determinação que era de 0,62 vai para 0,97 e as variáveis tornaram-se não significativas.

No trabalho de Sobral (1973) que estimou demanda de arroz no Brasil também ocorre fenômeno semelhante. O modelo usado pelo autor contém apenas as variáveis renda, preço de arroz e preço de batatinha. Não contém variáveis como preço de feijão, que é um produto complementar, nem de farinha que é um produto substituto do arroz.

TABELA 4. Intervalo de confiança, a 95%, dos parâmetros e das elasticidades da função demanda (linear) de fertilizantes.

Variável	Parâmetro	Intervalo de confiança		Elasticidade	Intervalo de confiança	
Constante	índice	50,6402	-	-		
X1 = preço fertilizante	-0,5551	-1,3287	0,2185	-0,2746	-0,6577	0,1085
X2 = área cultivada	-0,7184	-3,0403	1,6033	-0,4969	-2,1034	1,1094
X3 = rendimento	0,1969	-1,2503	1,6441	0,1264	-0,8028	1,0556
X4 = preços recebidos	0,4280	-1,1664	2,0225	0,2303	-0,6277	1,0884
X5 = tendência anos	1,0605	-4,9494	7,0706	0,0824	-0,3847	0,5495
Y-1 = consumo ano t-1	1,1719	0,8296	1,5141*	1,0296	0,7201	1,3391*
DPR = 26,9740		R ² = 0,9585	F = 61,7068	F crítico = 2,74		
TDW = 2,3346		N = 23	GL = 16	t ₀ = 2,1199		

Fonte: Cibantos (1972).

* significativo a 5%.

O fato de as variáveis mostrarem-se não significativas não quer dizer que a teoria da oferta e procura esteja incorreta. Seria preciso muita pesquisa para provar esta hipótese. O mais provável é que a teoria esteja certa, apenas não se dispõe de dados capazes de constatar a relação quantidade/preços de forma mais precisa. Os dados de séries temporais, pelo menos no Brasil, tem três características que a tornam pouco úteis para a estimativa de funções de oferta e demanda:

- a. São escassos. As séries são curtas, ao redor de 25 anos, e como se sabe é preciso muito mais dados para se ter um bom ajustamento;
- b. No período compreendido nas séries temporais ocorreram transformações na economia de tal ordem que o postulado de *ceteris paribus* torna-se inválido;
- c. As variações que ocorrem nas variáveis independentes não apresentam amplitude capaz de influir na variável dependente e serem ainda detectados na regressão. Caso as variáveis independentes pudessem assumir valores com grande amplitude de variação e de forma variada nos diversos anos, como se pode fazer com dosagem de adubos nos experimentos de adubação, não há dúvida que os resultados seriam bem mais satisfatórios.

CONCLUSÕES

Muito embora apenas uma pequena parcela de trabalhos empíricos de estimativa de funções de oferta e demanda de produtos e insumos agrícolas tenha sido analisada, os resultados mostraram que os modelos econométricos testados não são, em geral, os mais adequados.

Os resultados também mostraram que quando se usa modelos tecnicamente mais adequados o coeficiente de determinação tende a crescer, mas os parâmetros tornam-se não significativos, fazendo com que as funções estimadas sejam de pouca precisão. Com isso tornam-se de pouca utilidade prática.

REFERÊNCIAS

- CARMO, M.S. *Análise da demanda e da oferta de oleaginosas no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ, 1974. 159p.
- CIBANTOS, J.S. *Demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ, 1972. 196p.
- HOFFMANN, R. & VIEIRA, S. *Análise de regressão: uma introdução à econometria*. São Paulo, Hucitec, 1977. 339p. (Coleção Economia e Planejamento).
- PESCARIN, R.M.C. *Relações estruturais da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ, 1974. 123p.

PINHEIRO, F.A. **Relações estruturais da oferta de leite no Brasil: 1949/70.** Botucatu, FCMBB, 1973. 155p.

SOBRAL, G. **Demanda de alimentos no Brasil.** Piracicaba, ESALQ, 1973. 133p.