

A RESPOSTA DA ÁREA DE CAFÉ EM SÃO PAULO
 ÀS VARIAÇÕES DE PREÇO (1)

Econ. R. Gerald Saylor

1 — INTRODUÇÃO

O conceito teórico de elasticidade-preço da demanda e da oferta está bem estabelecido na literatura econômica, porém a estimação empírica das elasticidades-preços tem encontrado muitas dificuldades. Por exemplo, a curva de oferta tem um contexto temporal, isto é, a produção por dia, por semana ou por ano, que ocorreria a diferentes preços. Desde que o número de insumos que pode variar, aumenta no tempo, poder-se-ia esperar que as elasticidades-maiores que a curto prazo. A estimação empírica das elasticidades-preços a curto prazo, contudo, requeria até o desenvolvimento do modelo de Ner-

love, o uso de dados em "cross-section" os quais, normalmente, ou não existem ou são de coleta dispendiosa. A formulação do modelo de defasagem distribuída por NERLOVE (5) tornou possível, entretanto, derivar estimativas de elasticidade de curto e longo prazo a partir de uma única equação estimada. PASTORE (6), entre outros, tem tratado adequadamente do modelo de Nerlove, eliminando a necessidade de aqui apresentar mais que as bases do modelo.

Suponha-se que

$$A_t^* = a_0 + a_1 P_{t-1} + e_t$$

onde A_t^* é a área plantada com café desejada ou de equilíbrio a longo prazo; P_{t-1} o preço do

(1) Liberado para publicação em 23 de maio de 1973.

café no período precedente deflacionado por um índice apropriado; e e_t um termo residual aleatório.

Sendo A_t^* a área desejada de café, o modelo de Nerlove supõe que a variação efetiva que ocorre entre dois períodos, é uma proporção da diferença

$$A_t = a_0 b + a_1 b P_{t-1} + (1-b) A_{t-1} + b e_t$$

a qual é uma equação em termos apenas de variáveis observáveis. A elasticidade de curto prazo depende do coeficiente estimado de P_{t-1} enquanto a elasticidade de longo prazo depende de elasticidade derivada do coeficiente de P_{t-1} e do coeficiente de A_{t-1} isto é, a elasticidade de curto prazo dividida por 1 (um) menos o coeficiente de A_{t-1} . Se uma função duplo logaritmica for utilizada para estimar a equação acima, então o coeficiente de P_{t-1} é uma estimativa direta da elasticidade de curto prazo. Se a formulação aritmética for utilizada, então o coeficiente deve ser calculado em vários pontos da função estimada multiplicando o coeficiente de P_{t-1} pela razão $\frac{P_{t-1}}{A}$. Este cálculo é usualmente feito somente nos pontos médios dos valores obser-

entre o nível desejado no período t e o nível efetivo que prevaleceu no período $t-1$.

Ou seja

$$A_t - A_{t-1} = b (A_t^* - A_{t-1}).$$

Se a primeira expressão é substituída na segunda e resolvida, o resultado é:

vados para ambas as variáveis.

Recentes discussões têm dado ênfase à dificuldade de especificação de funções de oferta agrícola e derivação de estimativas fidedignas de elasticidades-preços. TOMEK (7) mostrou que deflatores alternativos sugerem um deslocamento da oferta de algodão nos dados utilizados por Nerlove e que a reestimação da função, utilizando variáveis simuladas ("dummy"), que levam em conta tal deslocamento, alteram as conclusões a respeito das respostas defasadas. TWEETEN e QUANCE (8), recentemente, tentaram formular uma função de oferta irreversível na qual postulam que os produtores reagem diferentemente, segundo os preços estejam subindo ou caindo. A teoria do capital

sugere que as respostas de preço devem ser mais elásticas, quando os preços estão subindo do que quando estão caindo. WOLFFRAM (10), entretanto, critica a técnica desenvolvida por TWEETEN e QUANCE e mostra que tal técnica resulta em estimativas viesadas das elasticidades para preços crescentes e cadentes. WOLFFRAM especifica uma técnica alternativa que elimina o particular viés contido na formulação de TWEETEN e QUANCE.

O objetivo deste trabalho é mostrar como as especificações alteram as conclusões no que tange à elasticidade-preço da oferta do café paulista. Desde que a variável quantidade é expressa em termos de área, ao invés de produção, a resposta defasada da produção em relação às variações de preço não é propriamente o cerne da questão. Supõe-se que os produtores possam alterar a área de suas culturas, plantando ou arrancando, e que tais decisões são influenciadas basicamente pelo comportamento dos preços.

2 — OS DADOS

Para este estudo a fonte relativa à área foi o INSTITUTO BRASILEIRO DO CA-

FÊ (3) para o Estado de São Paulo (em hectares) para os anos 1948-70 e os dados de preços de café recebidos pelos agricultores provieram do INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (4) para os anos 1945-69. A variável preço é uma média ponderada dos preços recebidos deflacionados nos três anos anteriores, onde os preços geometricamente declinantes foram selecionados de acordo com o critério de ajustamento. Devido às políticas de preço seguidas pelo governo brasileiro durante a II Grande Guerra, não foi possível testar séries de preço incluindo dados para mais de três anos. Os dados resultantes, mostrados na figura 1, revelam uma rápida expansão da área plantada depois de 1948, em resposta a incrementos de preço estimulados pelo término da II Guerra e o advento da Guerra da Coreia. Os declínios de preço nos fins da década de 50 e início dos anos 60 foram seguidos por uma diminuição na área plantada, contudo, a figura 1 indica que o declínio até 1962 foi mais lento do que quando os preços estavam subindo. Em 1962, o governo brasileiro iniciou o primeiro dos dois programas de erradicação, terminado em 1967, o qual resultou

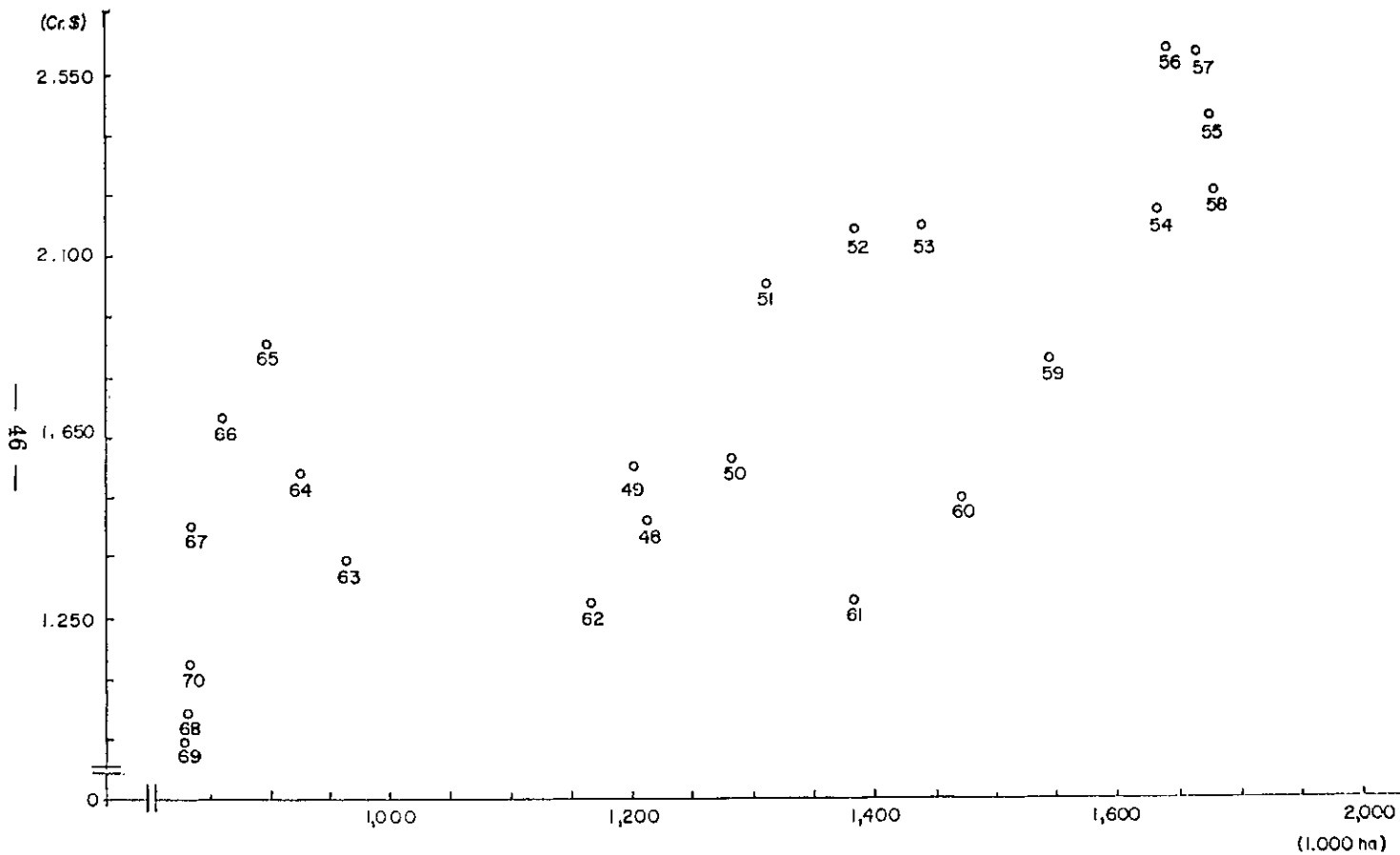


FIGURA 1. — Hectare com Café, em Primeiro de Jul ho Relacionados com a Defasagem dos Preços, 1948-70.

na redução de quase 40% dos cafezais paulistas ⁽²⁾.

Esses dados, aparentemente, são adequados para testar a sensibilidade da elasticidade-preço da oferta, utilizando várias especificações da função oferta.

$$A_t = a_0 + a_1 A_{t-1} + a_2 P_{t-1} + a_3 T + a_4 P_{t-1}^c + U_t$$

onde:

A_t = área plantada com café em 1.º de julho, em 1.000 hectares;

A_{t-1} = A_t defasada de um período;

P_{t-1} = preço do café, recebido pelos produtores (deflacionado pelo Índice 2 Nacional da Fundação Getúlio Vargas) ponderado em três períodos, usando pesos geométricos decrescentes;

T = tendência;

P_{t-1}^c = índice de preço de 20 produtos agrícolas im-

3 — OS MODELOS

A parte empírica dessas notas testará quatro especificações básicas da função oferta. A função de defasagens distribuídas de Nerlove, como se sabe, toma a seguinte forma:

portantes em São Paulo (exclusive café), defasado um período, em termos constantes; e

U_t = termo residual aleatório.

A formulação nerloviana é, pois, modificada com a inclusão de uma variável simulada para levar em conta os rápidos deslocamentos de oferta que ocorreram durante os seis anos de erradicação. A especificação de TOMEK é então testada, com a introdução de variáveis simuladas que permitem variações na interceptação e na declividade da função entre os dois períodos de tempo: 1948-1962 e 1963-1970. Isto é feito com e sem o termo

(2) A despeito dos preços relativamente altos em 1964 e 1965, a área plantada continuou a cair. Esse fato reflete a influência do programa de erradicação, a possível relutância dos fazendeiros em plantar em uma época de grande comoção que foi a de 1964, e a rápida expansão de culturas alternativas, tais como laranja, soja, feijão, etc., desde inícios dos anos 60 até hoje.

defasagem distribuída a fim de averiguar sua importância.

Finalmente a variável preço é subdividida em períodos crescentes e decrescentes com a utilização das técnicas declinadas por TWEETEN, QUANCE e WOLFFRAM. No modelo de TWEETEN-QUANCE, a variável preço se decompõe com a introdução de preços observados na porção crescente e decrescente da variável e zero em todos os espaços vazios (8). WOLFFRAM argumenta que a especificação de TWEETEN-QUANCE é incorreta e leva a estimativas viesadas dos coeficientes da variável preço. Em sua formulação, o incremento ou decréscimo no preço, que se observa entre dois períodos, é associado a qualquer número positivo (WOLFFRAM prefere o preço no início do período) para formar uma variável preço de-

composta, cujos valores são ou estacionários ou crescentes. Devido a essa especificação da variável preço decomposta, o coeficiente da porção decrescente da variável preço tenderá a valores negativos e, portanto, o sinal deverá ser trocado a fim de compará-lo com o coeficiente da variável preço crescente (10). Com uma cultura permanente tal como o café, o qual pode ter uma vida econômica de 30 ou mais anos, uma função irreversível parece muito mais apropriada, desde que a decisão de erradicar resulta em perdas de vendas futuras, além das perdas na época do corte.

4 — RESULTADOS EMPÍRICOS

A seguinte notação será utilizada nesta seção:

A_t , A_{t-1} , P_{t-1} , T , P_{t-1}^c e U_t , previamente definidas

D_E = variável simulada assumindo valores 1 durante os seis anos do programa de erradicação 1962-67 e zero nos demais anos;

D_I = variável simulada para levar em conta as

mudanças de interceptação entre os períodos 1948-1962 e 1963-1970;

$D_s = D_I P_{t-1}$. Esta variável permite uma mudança na declividade da função para os anos 1963-70;

P_{t-1}^I = variável preço no caso de preços crescentes quando a variável P_{t-1} é decomposta em porções crescentes e decrescentes. Esta variável é especificada de duas maneiras distintas: (1) no sentido de TWEETEN-QUANCE e (2) à maneira de WOLFFRAM;

P_{t-1}^D = outra porção da variável preço acima mas definido para preços decrescentes. É também especificada de acordo com TWEETEN-QUANCE e WOLFFRAM; e

D = variável simulada que leva em conta mudança de intercepção quando a variável preço é decomposta em seções crescentes e decrescentes.

O quadro 1 apresenta os resultados das regressões para a especificação usual de Nerlove e especificações alternativas, utilizando variáveis simuladas que permitem mudanças de intercepção e/ou declividade. As primeiras duas equações em escala aritmética e logarítmica demonstram que o modelo de Nerlove pode explicar a maior parte das variações da área plantada com café ao longo do tempo ($R^2 = 0,961$ e $0,971$) com todos os coeficientes assumindo os sinais esperados e sendo significantes ou ao nível de 1% ou ao nível de 5% (3). As elasticidades-preço calculadas nos pontos médios, nas equações em escala aritmética, são relativamente baixas e indicam respostas inelásticas à variações de preço, tanto a curto como a longo prazo. Dado o período de 3 a 4 anos de formação para os cafeeiros recém-plantados e a perda em

(3) Embora a distribuição estatística de Durbin-Watson é até agora indefinida para equação contendo variáveis dependentes defasadas, os resultados são apresentados para fins de comparação com as equações que não contêm a variável dependente defasadas.

QUADRO 1. — Resposta da Área Plantada com Café em São Paulo, Brasil, às Variações de Preço, 1948-70 ⁽¹⁾
(continua)

Equação	Constante	A_{t-1}	P_{t-1}	$P_{c,t-1}$	T	D_E	D_s	D_I	Elasticidade a curto prazo	Elasticidade a longo prazo	R ²	Graus de liberdade	D.W.
(1)	709,635	0,813 (11,396)	0,085 (2,076)	-5,501 (2,653)	-5,829 (2,149)				0,117	0,625	0,961	18	1,990
(2) ⁽²⁾	1,253	0,841 (13,363)	0,101 (2,048)	-0,532 (3,358)	-0,002 (2,266)				0,101	0,635	0,971	18	2,143
(3)	143,136	0,745 (10,278)	0,116 (2,884)	0,251 (0,076)	-2,613 (0,900)	-130,892 (2,128)			0,160	0,627	0,969	17	1,800
(4)	-36,462	0,750 (10,408)	0,129 (3,464)	1,492 (0,500)		-159,688 (3,056)			0,178	0,712	0,968	18	1,731
(5)	100,341	0,764 (11,781)	0,125 (3,500)			-139,437 (4,309)			0,173	0,733	0,968	19	1,758
(6)	824,541		0,347 (4,079)		-0,454 (1,375)	-244,466 (2,712)				0,479	0,755	19	0,512
(7)	988,762		0,237 (4,295)			-438,712 (7,892)				0,327	0,841	20	1,012
(8)	707,316	0,715 (4,356)	0,105 (2,053)	-4,687 (1,928)	-2,635 (0,478)			-85,614 (0,669)	0,144	0,505	0,962	17	1,936
(9)	686,889	0,660 (5,713)	0,119 (2,962)	-4,193 (1,948)				-138,583 (2,215)	0,164	0,482	0,962	18	1,920

QUADRO 1. — Resposta da Área Plantada com Café em São Paulo, Brasil, às Variações de Preço, 1948-70 ⁽¹⁾
(conclusão)

Equação	Constante	A_{t-1}	P_{t-1}	Pc_{t-1}	T	D_E	D_s	D_I	Elasticidade a curto prazo	Elasticidade a longo prazo	R ²	Graus de liberdade	D.W.
(10)	314,607	0,614 (5,068)	0,125 (2,906)					-173,940 (2,712)	0,172	0,445	0,954	19	1,381
(11)	564,519	0,672 (3,862)	0,132 (2,140)	-3,254 (1,073)	-1,018 (0,340)		-0,086 (0,806)	-11,253 (0,064)	0,182 ⁽³⁾ 0,063 ⁽⁴⁾	0,554 ⁽³⁾ 0,192 ⁽⁴⁾	0,964	16	1,922
(12)	402,745	0,623 (5,432)	0,128 (2,506)				-0,074 (1,968)	-156,482 (2,346)	0,177 ⁽³⁾ 0,075 ⁽⁴⁾	0,460 0,199 ⁽⁴⁾	0,971	18	1,943
(13)	471,069		0,306 (5,408)	2,718 (0,773)	13,345 (2,459)		-0,212 (1,541)	-274,538 (1,270)	0,130 ⁽⁴⁾	0,423 ⁽³⁾	0,930	17	1,815
(14)	775,179		0,295 (5,458)		12,829 (2,409)		-0,156 (1,349)	-342,168 (1,752)	0,192 ⁽⁴⁾	0,407 ⁽³⁾	0,928	18	1,753
(15)	902,079		0,282 (4,688)				-0,204 (1,603)	-135,732 (0,691)	0,108 ⁽⁴⁾	0,389 ⁽³⁾	0,904	19	1,029

(1) Valores em parênteses são valores t-.

(2) Estimativa em logaritmos.

(3) Elasticidade-preço para o período 1948-62.

(4) Elasticidade-preço para o período 1963-70.

termos de renda futura em caso de erradicação, este resultado não é inesperado (4).

Nas equações 3 a 7 o modelo de Nerlove padrão é modificado pela introdução da variável simulada D_E a fim de levar em conta a erradicação subsidiada entre 1962 e 1967. Esta variável é significativa em cada uma das cinco equações e assume um sinal negativo denotando uma diminuição de área para cada ano do programa. A introdução desta variável, contudo, resulta na perda de significância tanto de P_{t-1}^c como de T . Estas duas variáveis são eliminadas na equação 5, e as restantes três variáveis são significantes ao nível de 1% e explicam 96,8% da variação total. A variável dependente defasada permanece altamente significativa, mesmo na presença da variável simulada, embora seu coeficiente tenha sido algo reduzido. Como o coeficiente da variável preço é algo maior, as elasticidades a curto e longo prazo resultantes são maiores

que as estimativas derivadas do modelo nerloviano simples.

Nas equações 6 e 7, a variável dependente defasada foi retirada, e ainda que mais de 3/4 da variação total seja explicada e tanto P_{t-1}^c como D_E sejam significantes a 1%, a estatística de Durbin-Watson indica autocorrelação serial. As estimativas de elasticidade para as equações 6 e 7 por conseguinte devem ser interpretadas como se as funções estimadas não fossem corretamente especificadas.

Nas equações de 8 a 10, a variável simulada é reespecificada de forma a incluir todos os anos após 1962 ao invés de somente os 6 anos do programa de erradicação. Na presença da tendência, T , D_I não é significativa, porém torna-se significativa a 5% quando T é excluída e quase significativa a 1% quando P_{t-1}^c é removida. A última variável, P_{t-1}^c , é somente significativa a 10% tanto na equação 8 como na 9. A reespecificação

(4) Por exemplo BATEMAN (2) encontrou 0,40 como a mais alta elasticidade para o cacau de Ghana. Similarmente ARAK (1) estimou que "uma variação de 1% no nível das expectativas de preço produziu uma variação de aproximadamente 6,5 milhões no número desejado de cafeeiros" (p. 220) no Estado de São Paulo, tal estimativa foi obtida utilizando dados de 1933-50, desde que o número médio de pés em existência durante este período era de 1.200 milhões, a elasticidade-preço implícita é bem baixa.

da simulada resulta num empobrecimento do coeficiente da variável dependente defasada, porém o coeficiente da variável permanece relativamente inalterado. A elasticidade-preço de curto prazo portanto permanece constante enquanto a de longo prazo é consideravelmente reduzida na formulação nerloviana simples.

Nas equações de 11 a 15, foi feita uma tentativa no sentido de permitir um deslocamento tanto na intercepção quanto na declividade da função oferta. Quando a área defasada é incluída (equação 11) nem a declividade nem a intercepção resulta significativa. Entretanto, quando P_{t-1}^c e T são removidos da regressão, D_I é significativa a 5% e D_S é significativa a 10%. Uma inspeção nas elasticidades sugere uma redução considerável nas elasticidades de curto como de longo prazo no período 1962-70. Isto confirma a impressão visual na figura 1 e sugere um viés para cima nas estimativas que não levam em conta esses deslocamentos de oferta. Nas equações 13 e 15 uma tentativa foi feita para averiguar o impacto da variável dependente defasada. Em contraste com as equações 6

e 7, a estatística de Durbin-Watson cai na área inconclusiva, embora a retirada de T na equação 14 reintroduziu autocorrelação serial positiva. As variáveis simuladas de declividade e de intercepção, entretanto, não são mais significantes a 5%, e a primeira torna-se significativa somente a 20%. As estimativas de elasticidade derivadas, entretanto, novamente indicam uma queda significativa na resposta a preços desde 1962.

6 — FUNÇÕES IRREVERSÍVEIS

A variável preço, P_{t-1} a qual supõe que a função oferta é reversível foi a seguir decomposta em P_{t-1}^I (preços ascendentes) e P_{t-1}^D (preços declinantes) a fim de testar se a aparente natureza irreversível dos dados demonstrados na figura 1 pode ser estimada empiricamente. A estimação foi feita utilizando as técnicas recentemente declinadas por TWEETEN-QUANCE e WOLFFRAM. Quando todas as observações entre 1948 e 1970 são incluídas nas regressões os resultados indicam: 1) alta multicolinearidade entre as variáveis preço decompostas tanto para a especifica-

ção de TWEETEN-QUANCE como a de WOLFFRAM (em ambos os casos as correlações simples entre as 2 variáveis preço excedem 90%); 2) correlação serial positiva dos resíduos quando somente as variáveis preço decompostas são incluídas; 3) somente o termo defasagem distribuída é significativo quando este termo é incluído; e 4) coeficiente altamente instável para as variáveis preço quando os demais termos foram acrescentados à regressão. Devido a esses problemas, os quais permaneceram mesmo quando foram utilizadas variáveis simuladas os anos de 1963 a 1970 foram excluídas da análise; os resultados são apresentados no quadro 2. A multicolinearidade persiste para as variáveis de TWEETEN-QUANCE, a correlação simples entre as variáveis preço de 0,932, porém, desaparece para as variáveis de WOLFFRAM.

A fim de estabelecer bases de comparação de dados as equações nerlovianas simples foram reestimadas para o período 1948-62 e os resultados são mostrados como equação 1-3 (quadro 2). O índice de preços de produtos competitivos não é significativo em nenhu-

ma dessas regressões e tem sempre o sinal contrário (como ocorre para todas as estimativas para o subperíodo 1948-62). O preço do café e o termo defasagem distribuída continuam a ser as variáveis mais importantes, porém a variável defasagem distribuída é altamente correlacionada com T. Portanto, quando essas duas variáveis são incluídas simultaneamente na equação 3, nenhuma das variáveis ocorre significativamente. A equação 2 portanto aparenta ser a melhor especificação nerloviana e fornece uma elasticidade-preço virtualmente inalterada em relação a estimativas anteriores. A elasticidade-preço de longo prazo, entretanto, é consideravelmente mais baixa.

O modelo de TWEETEN-QUANCE foi estimado nas equações 4 a 6. Quando somente as variáveis de preços decompostos são incluídas na regressão, o coeficiente para a variável preço-declinante excede o coeficiente para preços crescentes, porém os dois coeficientes não são significativamente diferentes. O viés em direção da igualdade das variáveis de preços decompostos, notado por TWEETEN-

QUADRO 2. — Resposta da Área Plantada com Café em São Paulo, Brasil, às Variações de Preço, 1948-62 (1)

Equação	Constante	Tweeten & Quance					Wolffram		T	D _c	Elasticidade				R ²	D.W.	
		A _{t-1}	P _{t-1}	Pc _{t-1}	PI _{t-1}	PD _{t-1}	PI _{t-1}	PD _{t-1}			(²)	(³)	(⁴)	(⁵)			
(1) (⁶)	1,28		0,27 (4,08)	0,46 (1,28)					0,10 (4,83)			0,27				0,84	1,62
(2) (⁶)	0,03	0,71 (5,42)	0,15 (2,19)	0,20 (0,61)								0,15	0,51			0,87	1,62
(3)	27,34	0,51 (1,45)	0,15 (1,66)	3,43 (0,65)					6,70 (0,57)			0,15	0,31			0,85	1,53
(4)	929,88				0,24 (3,45)	0,30 (4,15)							0,16	0,20		0,62	1,20
(5)	35,22	0,64 (3,73)		2,45 (0,48)	0,12 (1,91)	0,13 (1,91)							0,08 (0,22) (⁷)	0,09 (0,24) (⁷)		0,85	1,63
(6)	297,15			4,84 (0,83)	0,26 (4,61)	0,26 (4,43)			22,27 (3,09)				0,17	0,17		0,82	1,47
(7)	903,12						0,38 (6,25)	-0,17 (3,17)					0,59	0,21		0,79	1,57
(8)	1969,49			1,30 (0,22)			-0,09 (0,30)	-0,44 (2,78)	82,37 (1,74)				-0,13	0,55		0,86	1,57
(9)	99,98	0,60 (1,64)		3,34 (0,61)			0,16 (1,01)	-0,12 (1,87)					0,25 (0,62) (⁷)	0,14 (0,36) (⁷)		0,85	1,60
(10)	303,59	0,63 (1,71)		2,19 (0,39)			0,12 (0,77)	-0,13 (2,04)		52,15 (0,92)			0,19	0,17		0,87	1,81

(1) Valores em parênteses são valores E.

(2) Elasticidade a curto prazo.

(3) Elasticidade a longo prazo.

(4) Elasticidade preço crescente.

(5) Elasticidade preço decrescente.

(6) Estimativa em logaritmos.

(7) Influência da elasticidade a longo prazo.

QUANCE em suas respostas a WOLFFRAM (9, p. 360) é também evidente quando a variável dependente defasada e a tendência são introduzidas as elasticidades derivadas tendem a ser relativamente baixas e da mesma magnitude das elasticidades de curto prazo do modelo de Nerlove. A introdução do termo "defasagem distribuída" reduz mais essas elasticidades e as elasticidades de longo prazo decorrentes não são muito maiores que as elasticidades simples de curto prazo da formulação de Nerlove.

A formulação de WOLFFRAM para a função irreversível de oferta é testada nas equações 7 a 10. Quando somente as variáveis de preço decompostas estão na regressão a técnica fornece resultados satisfatórios. Quase 80% das variações na área é explicada por essas variáveis, as quais são significantes ao nível de 1%; ambas apresentam o sinal esperado, a estatística de Durbin-Watson permanecendo na região inconclusiva; e a elasticidade-preço para preços crescentes é quase 3 vezes maior que a elasticidade

para preços declinantes. Também encorajante é o tamanho absoluto da elasticidade-preço para preços crescentes o qual excede a elasticidade de longo prazo de Nerlove (equação 2) em 15%. Tentativas para redução da parcela não explicada não tiveram sucesso. Quando o índice de preços competitivos e a tendência são introduzidos, o coeficiente para a variável preço crescente torna-se negativa porém não significativa, e a elasticidade da variável preço declinante aumenta quase para o mesmo nível da elasticidade-preço crescente da equação 7. Na equação 9, o termo defasagem distribuída substitui a tendência T porém nenhum dos coeficientes é significativo a 5%, e os valores absolutos dos coeficientes de preço são quase idênticos. Finalmente a variável simulada sugerida por TWEETEN-QUANCE foi introduzida na equação 10 porém não melhorou os resultados. Novamente os coeficientes das variáveis preço são virtualmente idênticos, com o coeficiente de preços-declinantes excedendo levemente o coeficiente de preços-crescentes. Nenhum desses coeficientes é contudo significativo a 5%.

7 — CONCLUSÕES

Os resultados acima propiciam evidência adicional que a especificação de TWEETENQUANCE para a função irreversível é inapropriada e fornece apenas suporte marginal a técnica de WOLFFRAM. Quando todas as observações para os anos 1948-70 são utilizadas, a presença de multicolinearidade e autocorrelação serial positiva viciam os resultados. Esses problemas são eliminados pela restrição da análise ao período 1948-62, porém mesmo esses resultados são parcialmente satisfatórios. A regressão utilizando somente as variáveis preços decompostas fornecem os resultados desejados, mas a inclusão de outras variáveis normalmente utilizadas em análise de oferta resultaram em estimativas instáveis dos coeficientes de variáveis preços decompostos. Estes coeficientes, além do mais, não foram significantes ao nível de 5% e em caso a variável preço-crescente teve sinal contrário. Esta instabilidade dos coeficientes de preço podem se constituir no obstáculo empírico mais sério à técnica de WOLFFRAM. O problema de multicolinearidade entre as variáveis preço pode também li-

mitar a utilidade da técnica se os preços são alternativamente crescentes e decrescentes ano após ano, a multicolinearidade pode ser inevitável na formulação corrente. A técnica de WOLFFRAM pode somente fornecer resultados satisfatórios quando os preços estão ou crescendo ou caindo ao longo de períodos de tempo razoavelmente grandes, por exemplo 4 a 5 anos. Em outros casos, o modelo de Nerlove, modificado para levar em conta os deslocamentos de oferta quando necessário, pareceria ser uma técnica mais fidedigna e de estimação mais imediata.

Embora as elasticidades-preços da oferta estimadas neste trabalho sejam inelástica, i.e., menores que 1, elas são comparáveis às elasticidades estimadas para muitas culturas anuais ou perenes para outras partes do mundo. As estimativas demonstram que os produtores de café do Estado de São Paulo reagem da maneira esperada: expandem a área plantada quando os preços estão altos e reduzem-na quando os preços estão baixos, e aumentam-na ou reduzem-na quando os preços de culturas alternativas caem ou sobem em relação aos preços do café.

Em outro trabalho o autor está analisando a demanda mundial para o café brasileiro; os resultados preliminares sugerem que a elasticidade-preço da demanda por café brasileiro é relativamente elástica (5) e que a políticas brasileiras de café, no passado, aparentemente confundiram a elasticidade do preço mundial para o café brasileiro. Como resultado, estoques de café foram acumulados e os produtores foram pagos com preços relativamente baixos a fim de evitar estimular produção "em excesso", a qual poderia reduzir as receitas cambiais. Se as estimativas empíricas des-

ses estudos forem corretas o Brasil poderia ter protegido sua grande fatia de mercado dos anos 40 e 50 através do estímulo de produção via melhores preços aos produtores e vendendo esta produção no mercado mundial ao invés de estocá-lo. Caso isto tivesse ocorrido o problema de erradicação dos anos 60 e o problema atual de expandir a área plantada poderiam não ter sido necessários. As forças do mercado ao lado das vantagens comparativas do Brasil na produção de café poderiam ter protegido a posição de mercado do Brasil.

THE RESPONSE OF SÃO PAULO COFFEE AREA TO PRICE CHANGES

SUMMARY

This study attempts to estimate the response of São Paulo coffee producers to price changes. Using the area planted in coffee as the dependent variable, a Nerlovian distributed lag model was employed to derive short run and long run price elasticities. Since coffee has characteristics of a capital good, i. e., yielding income flows over time, the usual assumption of supply reversibility seems questionable. Hence attempts were made to estimate irreversible functions using techniques outlined by Tweeten and Quance and Wolfram. The Tweeten and Quance procedure is clearly inappropriate and the method outlined by Wolfram is only slightly better. The Wolfram technique yields satisfactory estimates when only price variables are included in

(5) Análise preliminar sugere que a elasticidade-preço da demanda por café brasileiro provavelmente se situa no intervalo $-5,0$ a $-15,0$. Isto está de acordo com o estudo de ABAELU, L. U. "U.S. Import Demand for green Coffee by Variety", American Journal of Agricultural Economics, Vol. 50: 232-242, no. 2, 1968 o qual encontrou uma flexibilidade de $-0,21$ para o café brasileiro. Isto representa uma elasticidade preço da demanda de quase $-5,0$.

the analysis but become highly unstable when other variables are included. Finally, a modification suggested by Tomek was tested in order to ascertain whether the Nerlovian specification is appropriate. The results suggest that in this particular case, the Nerlovian model modified to permit supply shifts yields satisfactory estimates. The estimates of price elasticity suggest that, although farmers' response is inelastic, that the elasticities are of the same magnitude as those estimated for most annual crops in the developed countries.

LITERATURA CITADA

1. ARAK, M. The price responsiveness of São Paulo coffee growers. Food Research Institute Studies in Agricultural Economics Trade and Development, 8 (3):211-223, 1968.
2. BATEMAN, M. J. Aggregate and regional supply functions for Ghanaian cocoa, 1946-1962. Jour. Farm Econ., 47 (1):384-401. may 1965.
3. INSTITUTO BRASILEIRO do CAFÉ, Rio de Janeiro. Anuário estatístico do café. Rio de Janeiro, vários anos.
4. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA, São Paulo. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1972. 319p.
5. NERLOVE, M. The dynamics of supply: estimation of farmer's response to price. Baltimore, The Johns Hopkins, 1958.
6. PASTORE, A. C. A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil. São Paulo, Faculdade de Ciências Econômicas e Administrativas da USP, 1968. (Boletim 55).
7. TOMEK, W. G. Distributed lag models of cotton acreage response: a further result. Am. Jour. Agr. Econ., 54 (1):108-110. Feb. 1972.
8. TWEETEN, L. G. & QUANCE, C. L. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches. Am. Jour. Econ., 51 (2):342-352. may 1969.
9. ————. Techniques for segmenting independent variables in regression analysis: reply. Am. Jour. Agr. Econ., 53 (2): 359-360. may 1971.
10. WOLFFRAM, R. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches — some critical notes. Am. Jour. Agr. Econ., 53 (2):356-359. may 1971.