

## OFERTA AGREGADA DE ALGODÃO NO ESTADO DE SÃO PAULO PELO MODELO DE NERLOVE

Econ. Eduardo H. Tachizawa (1)

### 1 — INTRODUÇÃO

O presente trabalho consiste numa análise simples dos problemas encontrados na estimativa de uma função de oferta agregada da cotonicultura paulista, baseada no modelo de Nerlove. Este modelo é bastante conhecido na literatura e, dada sua simplicidade, tem sido largamente utilizado, seja como modelo de projeção, ou como subsídio à política de sustentação de preço. Por outro lado são conhecidas as limitações quanto ao seu desempenho do ponto de vista estatístico; essas limitações são discutidas e soluções simples serão testadas, menos

com o objetivo de encontrar o que seria a “melhor” especificação e mais visando apontar os pontos críticos a observar em sua aplicação empírica. Paralelamente, é desenvolvida breve discussão a respeito do problema dos deflatores e de seu significado.

Dos recursos econométricos empregados talvez o único que não seja de uso generalizado é o teste de Geary, de recente literatura, destinado a detectar autocorrelação serial via contagem das mudanças de sinais nos resíduos. Seu desempenho é comentado em anexo.

(1) Economista junto à Assessoria de Programação do IEA. O autor é grato a Caio T. Yamaguishi, Edy M. Tachizawa, Evaristo M. Neves, Paulo F. Cidade de Araújo e em particular a Ralph G. Saylor pelas críticas e sugestões. Liberado para publicação em 17 de setembro de 1973.

## 2 — REVISÃO DE LITERATURA

Em 1958, NERLOVE (9) estimou a elasticidade de oferta do algodão nos Estados Unidos, chegando a valores bem mais altos que aqueles obtidos através de modelos mais simples até então utilizados. A razão dessa disparidade é bem conhecida, devendo-se ao fato de o referido autor ter adotado nova concepção para explicar o mecanismo de resposta dos agricultores, a qual consiste basicamente em supor que a área observada em determinado ano pode não representar uma posição de completo ajustamento a qualquer que seja o preço que tenha servido de base para sua decisão de plantio.

Recentemente, porém, TOMMEK (13), utilizando os mesmos dados empregados por Nerlove, demonstrou que aplicando como deflator um índice de preços pagos pelos produtores — Nerlove utilizara preços recebidos — e adotando uma especificação à base de variáveis “simuladas”, a hipótese de ajustamento parcial é rejeitada.

No Brasil, os primeiros trabalhos baseados no modelo de Nerlove foram efetuados por

BRANDT (1), o qual obteve indícios da existência do mecanismo de ajustes defasados no tempo, no contexto da cotonicultura paulista. A variável dependente utilizada foi a própria produção e o deflator consistiu num índice de preços recebidos. Esse resultado foi posteriormente confirmado por PASTORE (10, 11), utilizando respectivamente área cultivada e índice de preços recebidos. Em 1965, DELFIM NETTO et alii (4) aplicaram o modelo para a região Centro-Sul do Brasil. Os dados englobavam, além de São Paulo, mais 8 estados. Mais recentemente TOYAMA e PESCARIM (14) reestimaram o modelo para São Paulo com maior número de variáveis, ocupando-se mais em construir uma equação de projeção. Foram utilizadas alternativamente a área plantada e a produção como medida de oferta, sendo que o deflator foi um índice de preços pagos por fatores de produção.

## 3 — METODOLOGIA

### 3.1 — Modelos e Variáveis

A versão “pura” do modelo de Nerlove tem a seguinte forma estrutural:

$$Y_t^+ = a_0 + a_1 P^+$$

$$(Y_t - Y_{t-1}) = b(Y_t^+ - Y_{t-1})$$

que resulta na seguinte forma reduzida:

$$Y_t = a_0 b + (1-b)Y_{t-1} + a_1 b P^+ \quad (1)$$

Sinteticamente, as variáveis e parâmetros podem ser interpretadas da seguinte forma:

$P^+$  = o preço do produto, que serve de base para as decisões do produtor;

$Y_t^+$  = a área desejada pelo produtor em função do preço-base;

$Y_t$  = a área efetivamente cultivada no ano  $t$ , a qual é menor que a área desejada em virtude da relativa imobilidade dos fatores a curto prazo;

$Y_{t-1}$  = a área efetivamente cultivada no ano anterior;

$b$  = a proporção em que a variação desejada de área é efetivamente realizada em um período;  $b$  é denominado "coeficiente de ajustamento", se as variáveis estiverem em escala

aritmética, e de "elasticidade de ajustamento", se as variáveis estiverem em escala logarítmica;

$a_1 b$  = o coeficiente ou elasticidade de curto prazo, conforme a escala das variáveis;

$a_1$  = o coeficiente ou elasticidade de longo prazo, conforme a escala das variáveis.

O modelo (1) é a base das estimativas. Sobre esse modelo base, foram acrescentadas sucessivamente outras variáveis, seja com a finalidade de torná-lo mais completo do ponto de vista da teoria econômica, seja como recurso para reduzir problemas de estimação. Assim, foram introduzidos os preços de alguns produtos potencialmente competitivos (soja, arroz e milho), cuja seleção se baseou em uma breve análise das relações de interdependência do algodão com outras culturas. Da

mesma forma, uma breve análise da estrutura dos custos de produção indicou que a cotonicultura paulista é atualmente uma atividade classificada como "moderna", com utilização generalizada de máquinas e implementos, fertilizantes e defensivos. Não obstante, a mão-de-obra é ainda um item ponderável nos custos principalmente no período de colheita, onde avulta a figura do "volante". Portanto, foram introduzidos os preços de defensivos, adubos e mão-de-obra (salários) na forma de índices.

A rigor, deveria ser acrescentada explicitamente uma variável que representasse o preço dos bens de capital; como se sabe, porém, a inclusão desse fator é problemática em análise de séries temporais, não só devido a problemas de disponibilidade de dados como também a problemas de ordem conceitual.

A tendência foi introduzida por razões de ordem econômica e de ordem puramente estatística. O período analisado (1948-71) é de amplitude suficiente para que no seu decor-

rer tenham ocorrido transformações radicais na agricultura paulista sob os mais variados ângulos: produção, comercialização, distribuição geográfica da produção, tecnologia, etc. No caso da cotonicultura essa evolução se tem verificado de forma particularmente intensa, principalmente no que tange à tecnologia. A seleção permanente de novas variedades, a vulgarização de métodos de cultivo mais produtivos, a adoção de insumos modernos aliados a um processo de deslocamento da produção em busca de melhores condições econômicas têm-se traduzido numa persistente elevação da produtividade por área cultivada<sup>(2)</sup>. Esses fatores, isoladamente ou em conjunto, poderiam estar atuando de forma sistemática ao longo do tempo, explicando, a longo prazo, uma parcela das variações da área cultivada e isso implicaria que a adoção da área cultivada como variável dependente pode não ser a melhor escolha; entretanto, sua adoção se deve ao fato que a variável produção, que seria a alternativa, sofre as

---

(2) A produtividade por hectare no quinquênio 1965-69 foi em média de 1.275kg contra 480kg no quinquênio 1945-49.

influências das condições climáticas não traduzindo, em consequência, os planos de cultivo dos produtores com fidelidade. Na impossibilidade de quantificar essa componente sistemática adotou-se, como é de uso comum, uma tendência. Do ponto de vista estritamente estatístico, a tendência é um recurso útil para reduzir a correlação espúria que deriva do fato das variáveis econômicas apresentarem em geral uma trajetória comum no tempo.

A variável simulada foi introduzida com a finalidade de testar a proposição de Tomek, já enunciada.

Uma questão importante a ser discutida refere-se às variáveis preços do algodão e também dos produtos alternativos e fatores. Essa questão é de difícil solução conceitual, tendo-se em conta, por um lado, que a decisão do produtor não se baseia exclusivamente em preços, muito embora haja consenso de que são os deter-

minantes mais importantes. Por outro lado, visto que a idéia que o empresário agrícola faz desses preços envolve uma projeção para o período de comercialização da safra, o conceito de preço-base pode tornar-se extremamente subjetivo. Esse problema torna-se ainda mais sutil quando se considera que essas projeções terão que ser feitas também para os produtos alternativos e fatores. No caso destes últimos, a incerteza tende a ser menor particularmente para aqueles fatores a serem empregados na fase inicial do cultivo e para aqueles fatores passíveis de serem contratados com antecedência, como por exemplo, a mão-de-obra permanente <sup>(3)</sup>.

Utilizar-se-á a versão mais simplificada dos preços, na qual se supõem os preços-bases serem os que vigoraram no período anterior, ou seja, nos termos consagrados pela literatura, admitem-se “expectativas estáticas”, ou “elasticidade de expectativa unitária”.

---

(3) Entre os cotonicultores paulistas é prática corrente o regime de “parceria”, na qual o proprietário da terra entra com o equipamento pesado (trator) além da terra; o “parceiro” fica com o encargo de suprir as necessidades dos demais insumos, sendo o custo da mão-de-obra da época da apanha, em geral dividido. Como se vê esse regime de produção diminui consideravelmente os riscos da empresa para cada um dos agentes ao repartir os ônus dos custos.

### 3.2 — Escolha do Deflator

Os deflatores são utilizados em análise econométrica visando dois objetivos:

- a) eliminar os efeitos das variações no nível geral de preços; e/ou
- b) captar as variações nos níveis relativos de preços que sejam relevantes para a análise que se efetua.

Portanto a seleção do deflator é um passo que precede toda análise propriamente dita, dado que a utilização de distintos índices corresponde, pelo menos formalmente, à adoção de distintas hipóteses sobre o comportamento das relações econômicas.

No caso da estimação de funções de oferta apresentam-se duas opções principais: índice de preços recebidos pelos produtores e índice de preços pagos pelos produtores (por fatores de produção). A utilização do primeiro implica em testar as reações dos produtores face às variações no preço

do produto analisado relativamente às variações dos preços dos produtos incluídos no índice. "Mutatis mutandis", tem-se o caso do índice de preços pagos.

No primeiro caso a racionalidade econômica subjacente no comportamento do empresário pode ser colocada em termos de custo de oportunidade, isto é, ao se produzir o produto em análise quando se deixa de ganhar produzindo X, sendo X o conjunto dos produtos contidos no índice. No segundo caso, pode-se raciocinar em termos de maximização de lucro, pois a evolução do preço do produto, relativamente aos preços de fatores, traduz o comportamento da rentabilidade da cultura no tempo.

No caso do índice de preços recebidos o ideal seria construir-se um índice composto apenas pelos preços dos produtos que competem com o algodão pelos mesmos fatores de produção (\*). Dadas as limitações de tempo optou-se por um índice já disponível, o qual engloba 20 produtos. O

---

(\*) A exemplo do que fez Nerlove, efetuou-se uma breve análise a qual levou em conta a exigência quanto ao clima, solo, e produção nas mesmas regiões onde se produz algodão. Concluiu-se que os produtos que mais se enquadrariam na condição de competitivos seriam o milho, o arroz e a soja.

deflator à base de preços pagos pelos agricultores no caso do algodão deve conter necessariamente preços de defensivos e adubos além de salários, os quais são itens ponderáveis nos custos. Ainda nesse caso escolheu-se a solução mais cômoda, utilizando o índice parcial de preços pagos pela agricultura, do IEA, o qual contém não só os preços mencionados como também preços de outros insumos (7).

Portanto, os preços de produtos alternativos são utilizados tanto em forma explícita (variáveis independentes) como também implicitamente (deflatores).

### 3.3 — Dados

Em princípio são utilizados os seguintes dados:

$P_{t-1}^1$  = preço médio do algodão, recebido pelos agricultores no ano t-1, deflacionado pelo Índice de Preços Agrícolas, do IEA (20 produtos, exceto café); Cr\$/tonelada; cruzeiro de 1969;

$P_{t-1}^2$  = preço médio do algodão, recebido pelos agricultores no ano t-1,

deflacionado pelo Índice Parcial de Preços Pagos, do IEA; Cr\$/tonelada; cruzeiro de 1969;

$Y_t$  = Área cultivada com algodão (1.000ha) no ano t;

$Y_{t-1}$  = Área cultivada com algodão (1.000ha) no ano t-1;

$P_{t-1}^a$  = preço médio de produto alternativo (soja, milho, arroz), recebido pelo agricultor no ano t-1, deflacionado pelo Índice de Preços Agrícolas; Cr\$/tonelada; cruzeiro de 1969;

$P_{t-1}^i$  = índice de preços pagos pelos agricultores dividido pelo Índice de Preços Agrícolas; 1948-52 = 1,00; os índices de preços pagos referem-se especificamente a adubos, defensivos, e mão-de-obra (diaristas residentes) ou a um índice que inclui preços de 10 fatores (Índice Parcial de Preços Pagos do IEA);

$D$  = variável simulada

$D$  = zero para o período 1957-70

D = 1 para o período 1949-56;

T = tendência; 1947 = 1.

O índice referente a salários foi extraído de SENDIN (12).

### 3.4 — Sequência dos Trabalhos

A linha inicial do trabalho está estruturado na proposição de TOMEK (13), segundo a qual a significância da hipótese de ajustamentos defasados, constatada com a utilização de um determinado deflator, pode não ser confirmada quando se adota:

- a) um deflator alternativo;
- b) uma especificação mais adequada da função aos novos dados obtidos com o deflator alternativo.

Assim, partiu-se da comparação de duas estimativas obtidas respectivamente com a utilização como deflator, de um índice de preços recebidos pelos agricultores — a exemplo do que fez Nerlove — e de um índice de preços pagos por fatores de produção como sugerido por Tomek.

A seguir, procurou-se reduzir a incidência de problemas

de estimação, utilizando-se técnicas habituais. Inicialmente, foram testadas várias especificações de função: aritmética, duplo log, mono-log, log-mono, quadrática nos preços, todas elas com introdução de tendência no último passo. Constatando-se que a especificação aritmética fornecia os melhores ajustamentos, em termos de  $R^2$ , seguiu-se aplicando somente esta escala.

Posteriormente, tentou-se reduzir a autocorrelação com a introdução de preços de fatores e de produtos alternativos, variáveis simuladas e estimação em dois estágios.

## 4 — RESULTADOS

Apresenta-se nos quadros a seguir uma seleção de estimativas, que serão discutidas na seção 5.

O quadro 1 apresenta as melhores estimativas obtidas da versão “pura” do modelo em ambas as escalas e utilizando as duas versões do preço-base. A tendência foi incluída em todas as equações; porém como entrou sempre não significativamente, apresenta-se somente uma equação com sua presença.

O quadro 2 mostra a inclusão das variáveis preços alternativos e preços de fatores isoladamente no modelo básico. O modelo básico tem como preço do algodão a versão  $P_{t-1}^1$ , a qual apresentou menor sinal de autocorrelação conforme estimativas do quadro 1.

O quadro 3 mostra como a variável simulada entra no modelo em ambas versões do preço do algodão. Mostra também a inclusão do preço do arroz e do índice parcial de preços pagos.

O quadro 4 mostra as elasticidades, calculadas com base nas equações 3 e 4, a partir dos pontos médios das observações.

## 5 — DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

### 5.1 — Modelo de Nerlove Simples (quadros 1 e 4)

Do ponto de vista do impacto dos deflatores nota-se que o deflator à base de preços pagos levou aparentemente a uma melhor presença da variável preço. Por outro lado, esta especificação implicou

numa maior elasticidade a curto prazo e a uma menor elasticidade a longo prazo, o que é mostrado no quadro 4.

Como se vê naquele quadro, a especificação à base de preços pagos indica que 59% da variação desejada de área realizar-se-iam no período seguinte à variação de preços (5). Na especificação alternativa essa proporção é de apenas 49%.

É difícil afirmar “a priori”, qual o deflator mais apropriado. Na prática, o produtor toma as decisões considerando tanto o lado da receita como o lado dos custos. Não obstante, considere-se os seguintes aspectos:

- a) alguns fatores já estão sendo remunerados, como por exemplo a mão-de-obra permanente, independente de qualquer decisão;
- b) outros fatores, como por exemplo, a terra e parte dos adubos são comuns a dois ou mais produtos alternativos.

(5) As elasticidades foram tiradas diretamente das equações 3 e 4 visto estejam em escala duplo-log.

QUADRO 1. — Especificação Simples do Modelo de Nerlove para Algodão (1)

| Variável        | Equação          |                  |                  |                  |                    |
|-----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|--------------------|
|                 | (1)              | (2)              | (3)              | (4)              | (5)                |
| $P^1_{t-1}$     | 1,0651<br>(3,71) | —                | —                | —                | 1,0614<br>(3,26)   |
| $P^2_{t-1}$     | —                | 0,9747<br>(4,04) | —                | —                | —                  |
| Log $P^1_{t-1}$ | —                | —                | 1,0434<br>(3,20) | —                | —                  |
| Log $P^2_{t-1}$ | —                | —                | —                | 1,0079<br>(3,37) | —                  |
| $Y_{t-1}$       | 0,5251<br>(4,16) | 0,4064<br>(2,94) | —                | —                | 0,5222<br>(3,11)   |
| Log $Y_{t-1}$   | —                | —                | 0,5140<br>(3,67) | 0,4087<br>(2,64) | —                  |
| T               | —                | —                | —                | —                | -0,2155<br>(-0,03) |
| $R^2$           | 0,81             | 0,82             | 0,76             | 0,76             | 0,81               |
| DW              | 1,55             | 1,39             | 1,46             | 1,36             | 1,54               |
| "G"             | 10<br>(0,01)     | 10<br>(0,01)     | 10<br>(0,01)     | 10<br>(0,01)     | 10<br>(0,01)       |

(1) Período analisado: no caso de  $P^1_{t-1}$  o período é de 1948-70, no caso de  $P^2_{t-1}$  o período é de 1948-71.

Os números entre parênteses são os valores de t de Student.

DW é a estatística "d" de DURBIN-WATSON.

"G" é o número de mudanças de sinal nos resíduos calculados; os números entre parênteses abaixo de "G" são os níveis de significância do teste de GEARY (Anexo 1).

QUADRO 2. — Modelo de Nerlove com Preços de Produtos Alternativos e Preços de Fatores em Relação ao Algodão (1)

| Variável    | Equação          |                            |                            |                              |                                 |                                 |
|-------------|------------------|----------------------------|----------------------------|------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|             | (6)              | (7)                        | (8)                        | (9)                          | (10)                            | (11)                            |
| $P^1_{t-1}$ | 1,0071<br>(3,29) | 0,9920<br>(3,14)           | 0,8925<br>(2,37)           | 1,0403<br>(4,00)             | 1,0327<br>(4,24)                | 1,0554<br>(4,54)                |
| $Y_{t-1}$   | 0,5087<br>(3,89) | 0,4969<br>(3,66)           | 0,5055<br>(3,61)           | 0,4840<br>(4,18)             | 0,4469<br>(4,06)                | 0,4805<br>(4,49)                |
| $Pa_{t-1}$  | 0,9389<br>(0,62) | 1,0040<br>(0,65)           | 1,1092<br>(0,69)           | —                            | —                               | —                               |
|             | —                | (soja)<br>0,3037<br>(0,39) | (soja)<br>0,5165<br>(0,58) | —                            | —                               | —                               |
|             | —                | (milho)                    | (milho)                    | —                            | —                               | —                               |
| $P^f_{t-1}$ | —                | —                          | -0,1674<br>(-0,51)         | —                            | —                               | —                               |
|             | —                | —                          | —                          | (defen.)<br>0,0210<br>(2,27) | (defen.)<br>0,0325<br>(3,07)    | (defen.)<br>0,0481<br>(3,45)    |
|             | —                | —                          | —                          | —                            | (salário)<br>-3,6855<br>(-1,89) | (salário)<br>-4,2011<br>(-2,22) |
|             | —                | —                          | —                          | —                            | —                               | (adubos)<br>-0,0215<br>(-1,63)  |
|             | —                | —                          | —                          | —                            | —                               | —                               |
| $R^2$       | 0,81             | 0,82                       | 0,82                       | 0,85                         | 0,88                            | 0,90                            |
| DW          | 1,58             | 1,44                       | 1,42                       | 2,03                         | 2,31                            | 2,56                            |
| "G"         | 10<br>(0,01)     | 6<br>(0,01)                | 8<br>(0,01)                | 10<br>(0,01)                 | 15<br>(0,01)                    | 15<br>(0,01)                    |

(1) Período analisado: no caso de  $P^1_{t-1}$  o período é de 1948-70, no caso de  $P^2_{t-1}$  o período é de 1948-71.

Os números entre parênteses são os valores de t de Student.

DW é a estatística "d" de DURBIN-WATSON.

"G" é o número de mudanças de sinal nos resíduos calculados; os números entre parênteses abaixo de "G" são os níveis de significância do teste de GEARY (Anexo 1).

QUADRO 3. — Modelo de Nerlove com Variáveis Simuladas para Algodão (1)

| Variável    | Equação            |                    |                    |                    |                    |                    |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|             | (12)               | (13)               | (14)               | (15)               | (16)               | (17)               |
| $P^1_{t-1}$ | 1,1142<br>(3,98)   | —                  | 0,9611<br>(3,52)   | —                  | —                  | —                  |
| $P^2_{t-1}$ | —                  | 1,0493<br>(4,75)   | —                  | 0,9241<br>(3,74)   | 0,9280<br>(2,95)   | 1,0275<br>(3,28)   |
| $Y_{t-1}$   | —                  | —                  | 0,3152<br>(1,94)   | 0,1885<br>(1,11)   | —                  | —                  |
| D           | 306,9188<br>(4,38) | 232,4550<br>(3,23) | 181,7774<br>(1,98) | 172,4295<br>(1,92) | 332,3580<br>(4,54) | 263,5790<br>(3,08) |
|             |                    |                    |                    |                    | (arroz)            | (arroz)            |
| $P^a_{t-1}$ | —                  | —                  | —                  | —                  | -0,3265<br>(-1,18) | -0,2602<br>(-0,96) |
|             |                    |                    |                    |                    |                    | (i. parcial)       |
| $P^f_{t-1}$ | —                  | —                  | —                  | —                  | —                  | -0,0341<br>(-1,44) |
| $R^2$       | 0,81               | 0,84               | 0,84               | 0,85               | 0,84               | 0,85               |
| DW          | 1,19               | 1,22               | 1,26               | 1,13               | 1,31               | 1,27               |
| "G"         | 7<br>(0,01)        | 7<br>(0,01)        | 7<br>(0,01)        | 7<br>(0,01)        | 7<br>(0,01)        | 9<br>(0,01)        |

(1) Período analisado: no caso de  $P^1_{t-1}$  o período é de 1948-70, no caso de  $P^2_{t-1}$  o período é de 1948-71.

Os números entre parênteses são os valores de t de Student.

DW é a estatística "d" de DURBIN-WATSON.

"G" é o número de mudanças de sinal nos resíduos calculados; os números entre parênteses abaixo de "G" são os níveis de significância do teste de GEARY (Anexo 1).

QUADRO 4. — Coeficientes de Elasticidade de Algodão

| Coeficiente    | Deflator         |             |
|----------------|------------------|-------------|
|                | Preços recebidos | Preço pagos |
| De ajustamento | 0,4860           | 0,5913      |
| De curto prazo | 1,0434           | 1,0079      |
| De longo prazo | 2,1470           | 1,7050      |

Supondo-se que os itens acima representem parcela representativa dos custos, ao produtor interessará sobretudo o ganho relativo de cada produto do ponto-de-vista da receita bruta. Neste caso o deflator à base de preços competitivos seria o mais indicado.

Vê-se, entretanto, a significância das estimativas. Inicialmente, nota-se um bom poder explicativo com todos os  $R^2$  das formas aritméticas superiores a 80%. Todos os sinais estão coerentes e todos os coeficientes são significantes pelo menos a 5%. Entretanto o teste de Durbin-Watson aponta sinais de autocorrelação positiva entre os resíduos. Além

disso constata-se problemas de multicolinearidade e de viés de variável defasada.

Cada um desses problemas tem efeitos particulares sobre o estimador de mínimos quadrados. A autocorrelação torna o estimador de mínimos quadrados (MQ) ineficiente e invalida os testes "t" e "F"; a multicolinearidade também atua no sentido de aumentar a variância do estimador MQ; a presença de variável defasada, isoladamente não causaria problemas muito grandes. Supondo-se ausência de autocorrelação o viés é de magnitude aceitável sendo ainda MQ eficiente e consistente assintoticamente (6). Entretanto quan-

(6) Experimentos Monte Carlo desenvolvidos por MALINVAUD (8) mostram que o viés de variável defasada é de magnitude desprezível na prática. Ademais, quando o coeficiente da variável defasada é positivo, pode-se provar analiticamente que o viés será negativo.

do em presença simultânea com autocorrelação o viés de variável defasada perde esses atenuantes, tornando-se sério empecilho à análise empírica. Análises desenvolvidas por Orcutt e Cochrane constataram em um desses casos, o aparecimento de um viés substancialmente positivo, quando a variável defasada isoladamente conduziria a um viés negativo (5).

A solução clássica para o problema de multicolinearidade é empregar primeiras diferenças. Entretanto, como se verá adiante, essa solução nem sempre é recomendável, motivo pelo qual opta-se pela introdução da tendência como artifício para reduzir a trajetória comum das variáveis no tempo (7). O resultado é apresentado na equação 5, o qual mostra que a significância das variáveis se reduz muito pouco, sendo o coeficiente da tendência não significativa. Além disso o alto  $R^2$  tende a reduzir a multicolinearidade.

Tudo leva a crer, portanto, que o principal problema é o da autocorrelação conjugado com viés de variável defasada.

Como se sabe as causas mais comuns de autocorrelação são: erro de especificação; omissão de variáveis relevantes; erros de medida na variável dependente; e persistência de hábitos dos agentes econômicos.

Como já se mencionou acima foram testadas diversas especificações funcionais sem melhorar os resultados. Além disso o ajustamento das equações do quadro 1 é bom, o que é mais um indicio de que não devem estar ocorrendo grandes problemas relacionados às formas matemáticas das funções. Procura-se saber se a introdução de novas variáveis melhora os resultados.

## 5.2 — Introdução de Novas Variáveis

Adicionou-se explicitamente ao modelo-base outras variáveis (quadro 2) preconizadas pela definição de oferta, a saber: preços de produtos alternativos e preços de fatores.

A maioria dos coeficientes apresenta-se com sinais inversos aos esperados e/ou com coeficientes não significantes.

(7) Esse procedimento equivale a fazer uma nova regressão entre as mesmas variáveis, livres da influência linear da tendência.

Quando a variável salário entra satisfazendo ambas as condições a autocorrelação torna-se negativa. Por outro lado, a introdução simultânea de preços de fatores e preços competitivos não muda fundamentalmente os resultados. Destarte a omissão de variáveis não parece ser a causa principal da autocorrelação.

### 5.3 — Teste do Deslocamento da Função (quadro 3)

Como se observa na figura 1 os preços reais do algodão têm sofrido um declínio persistente no período analisado. Tal fenômeno resultou que os pontos se distribuem na figura 2 de forma tal a distinguir claramente dois sub-períodos, a saber: 1949-56 e 1957-70. Tomek constatou de forma bem mais nítida o mesmo fenômeno para os Estados Unidos. O referido autor emprega os mes-

mos dados utilizados por Nerlove, porém, ao invés de utilizar como deflator o índice de preços recebidos, aplicou um índice de preços pagos obtendo um gráfico de dispersão inteiramente distinto <sup>(8)</sup>.

A figura 1 mostra o comportamento no tempo da área cultivada ( $Y_t$ ), e do preço recebido de algodão no período anterior ( $P_{t-1}^2$ ).

A figura 2 mostra uma relação de oferta, com o preço do algodão em t-1 ( $P_{t-1}^2$ ) no eixo vertical e da área cultivada em t ( $Y_t$ ) no eixo horizontal.

Tomek lançou mão, então, de variáveis simuladas para melhor ajustar os dados, chegando a resultados que rejeitavam a hipótese de ajustamentos defasados. Seguindo o mesmo procedimento reestima-se o modelo básico introduzindo duas novas variáveis:

<sup>(8)</sup> Neste caso a comparação entre os dois tipos de gráfico não mostra um comportamento tão dispar, porém em cada um dos gráficos o deslocamento dos pontos entre os 2 subperíodos é bastante nítido. Apresentamos somente um dos gráficos correspondentes ao deflator de preços pagos (figura 2) e comparar com o gráfico de TOMEK (13).

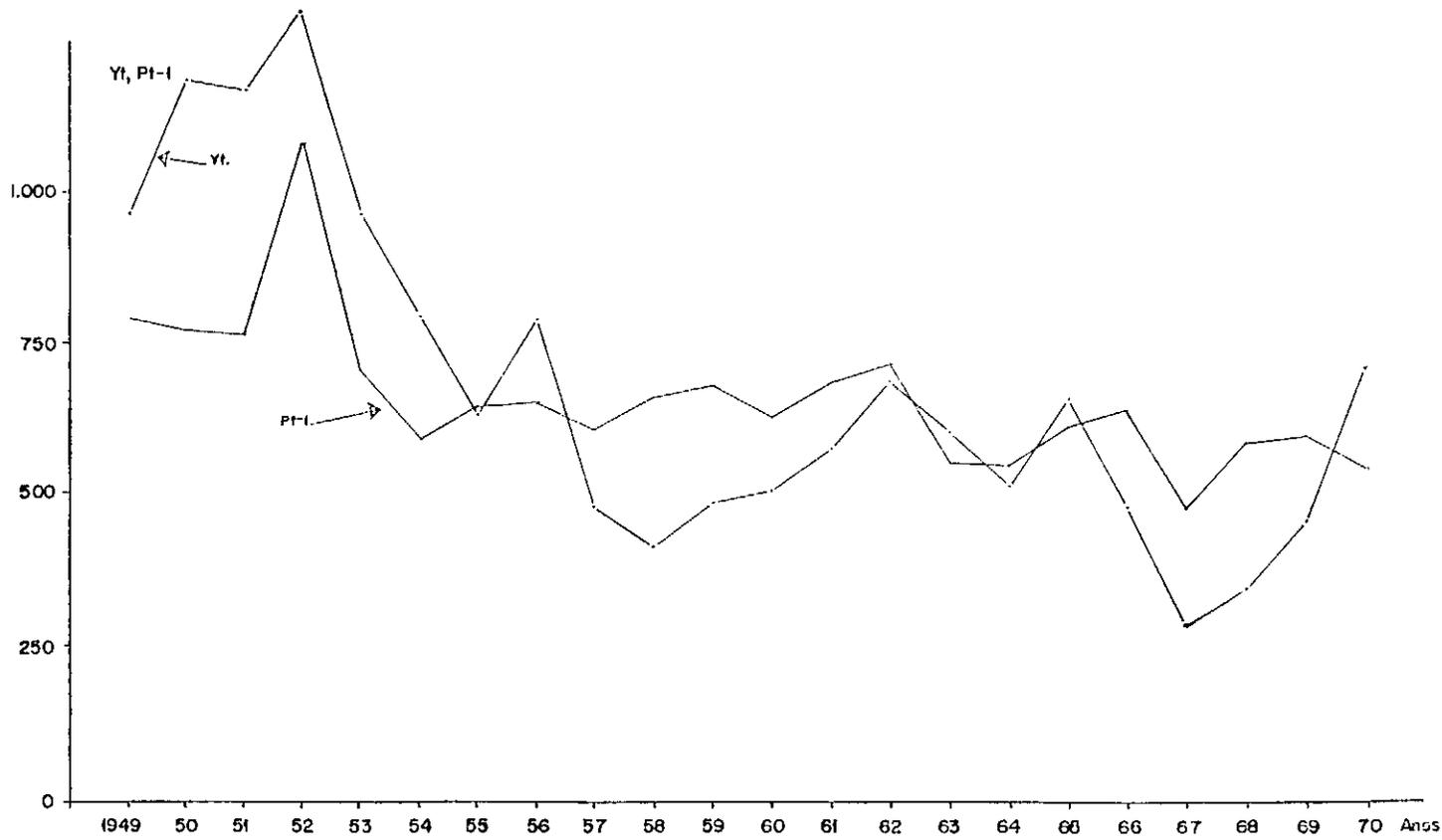


FIGURA 1. — Tendência da Área Cultivada e do Preço do Algodão (Preços Deflacionados pelo índice de Preços Recebidos), 1949-70,

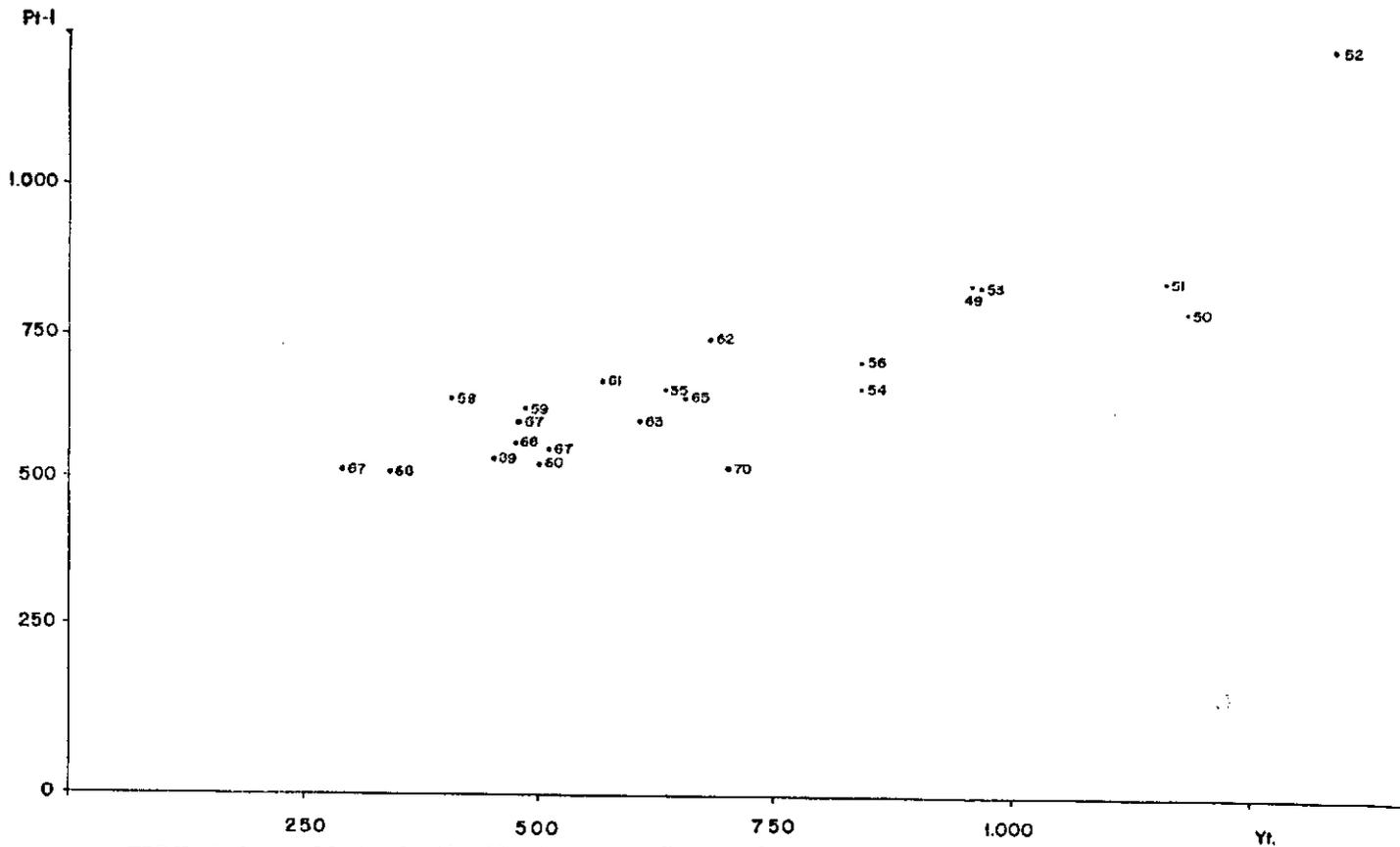


FIGURA 2. — Oferta de Algodão (Preços Deflacionados pelo índice de Preços Pagos), 1949-70.

D, que assume valor zero no período 1957-70 e valor 1 no período 1949-56 e que permite testar uma possível mudança de intercepção da função, e

$Z = D.P_{t-1}$ , que permite testar uma possível mudança de declividade (9).

O modelo torna-se então:

$$a) Y_t = \beta_0 + \beta_1 P_{t-1} + \beta_2 Y_{t-1} + \alpha_0 D + \alpha_1 Z,$$

quando  $D = 0$  tem-se:

$$b) Y_t = \beta_0 + \beta_1 P_{t-1} + \beta_2 Y_{t-1},$$

quando  $D = 1$  tem-se:

$$c) Y_t = (\beta_0 + \alpha_0) + (\beta_1 + \alpha_1) P_{t-1} + \beta_2 Y_{t-1}.$$

Dos resultados do quadro 3 constata-se que D comparece sempre significativamente, ao nível de 10% na pior das hipóteses, indicando que a função sofreu uma mudança de intercepto entre os 2 períodos. Entretanto, Z não é significativa e sua inclusão torna D também não significativa. O resultado mais interessante consiste na não significância da variável defasada; com base em resultados semelhantes Tomek propõe que a aceitação ou não da hipótese de ajustamentos defasados depende da especificação do modelo. Porém essa conclusão é discutível, dado o fato de persistir

em suas estimativas, a exemplo do que ocorre aqui, o problema da autocorrelação. Isto sem se considerar a conveniência do deflator empregado por Tomek.

Tentou-se adicionalmente a introdução do preço do arroz e posteriormente preços de arroz e de preços de fatores sob a forma de índice, sem contudo melhorar os resultados (equações 16 e 17). Esses resultados constituem indicio adicional de que a autocorrelação se deve a outras causas, que não ao problema de especificação.

(9) TOMEK testou apenas a variável D, ou seja, apenas a mudança de intercepto. Um outro gráfico de dispersão (não apresentado) mostrou que os deslocamentos não se verificam em relação a  $Y_{t-1}$ , o que nos autoriza a não efetuar testes com esta variável.

5.4 — Mínimos Quadrados  
em Duas Etapas

Uma outra forma de atacar o problema é fazer hipóteses a respeito da ligação funcional

dos resíduos. Uma solução bastante simples é supor que os erros obedecem ao chamado “esquema autoregressivo de 1.ª ordem” ou “esquema de Markov”:

$$d) \quad U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t \quad \therefore \quad \varepsilon_t = U_t - \rho U_{t-1}$$

sendo  $\varepsilon_t$  suposto serialmente independente, com  $E(\varepsilon_t) = 0$  e variância  $(\varepsilon_t) = \sigma_E^2$  Dado

$$e) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 P_{t-1} + \beta_2 Y_{t-1} + U_t$$

Defasando (e) de um período e multiplicando por  $\rho$  e depois subtraindo o resultado de (e) tem-se:

$$f) \quad Y_t - \rho Y_{t-1} = \beta_0 (1 - \rho) + \beta_1 (P_{t-1} - \rho P_{t-2}) + \\ + \beta_2 (Y_{t-1} - \rho Y_{t-2}) + U_t - \rho U_{t-1},$$

equação está com resíduo  $\varepsilon_t$  serialmente independente, hipótese esta a ser testada efetuando a regressão (f).

Na prática este é um recurso útil visto que, como observa Christ,  $\rho$  normalmente se situa no intervalo de 0 a 1, CHRIST (2).

A questão agora é determinar o valor do coeficiente  $\rho$ . Existem duas soluções para o problema: a primeira, consiste em efetuar a regressão (d) a fim de obter uma estimativa de  $\rho$ ; a segunda, consiste em atribuir um valor arbitrário para  $\rho$  e avaliar o resultado efetuando a regressão (f).

Inicialmente optando pela segunda alternativa supõe-se  $\rho = 1$ , isto equivale a trabalhar com as primeiras diferenças das variáveis, o que é também um artifício para reduzir a multicolinearidade. Os resultados foram os seguintes:

$$Y_t = 1,23^t + 0,7952 P_{t-1}^2 + 0,1167 Y_{t-1} \quad (18)$$

(3,70)                      (0,62)

$$R^2 = 0,43 \quad DW = 1,95$$

$$r(P_{t-1}^2 ; Y_{t-1}) = -0,13.$$

Como se vê os resultados são inteiramente diversos quando comparados com a correspondente estimativa 2



para rejeitar as conclusões de estudos anteriores, segundo os quais a cotonicultura paulista responde aos estímulos de preço segundo um mecanismo de ajustes gradativos no tempo, ou, em outros termos, a oferta é preço-elástica sendo a elasticidade de curto prazo menor que a de longo prazo.

No entanto, o bom senso sempre recomenda comparar essa conclusão com a realidade dos fatos, particularmente quando se trata de quantificar as elasticidades. Nesse sentido seria interessante cotejar esses resultados com estudos baseados em outros tipos de abordagem, como por exemplo, programação linear e investigações levadas a efeito junto aos próprios produtores.

Em particular, com relação à variável preço, há fortes razões para se acreditar que o preço em  $t-1$  é, pelo menos, uma variável importante nas decisões de produção. Evidentemente, isto não significa que o modelo não possa ser melhorado com a inclusão de outras variáveis que reflitam melhor as expectativas dos produtores. Exemplificando, no caso, do algodão nota-se que aparentemente as flutuações de área cultivada nas séries históricas têm relação direta com o rendimento físico por hectare do período anterior. Isto poderia ser explicado pelo fato de ao produtor ser relevante não apenas o preço, mas sua renda em termos de cruzeiros por área cultivada. A receita por hectare pode ser representada da seguinte forma:

$$\text{Receita por hectare} = \frac{\text{Preço} \times \text{Produção}}{\text{Hectare}}$$

ou Receita por hectare = Preço  $\times$  Produtividade por hectare. É possível que o produtor esteja se baseando, na verdade, num híbrido de preço e rendimento físico, dando um certo peso para cada fator. Assim como se cita essa variável podem existir outras mais

importantes ou que complementam a explicação. O que realmente se mostra fundamental é que para cada tipo de cultura deve haver um modelo específico em função das características do produto, do tipo do empresário que se dedica à cultura ou do regime de produção que prevalece.

# A OFERTA AGREGADA DE ALGODÃO NO ESTADO DE SÃO PAULO PELO MODELO DE NERLOVE

## A N E X O S

### ANEXO 1

#### Teste de Autocorrelação — Teste de Geary

Como é sabido o teste de DURBIN-WATSON não é recomendado nos casos em que o modelo apresenta variáveis endógenas defasadas, visto que a presença de tal espécie de variável introduz um viés na estatística “d” em direção do número 2, induzindo-se a rejeição da hipótese de existência da autocorrelação quando, na realidade, ela pode estar presente.

Recentemente, DURBIN, J. propôs uma variante de teste para esta situação (3). Entretanto o fato de que o novo teste aplica-se somente a grandes amostras, limita sua aplicação na prática.

Por outro lado, ainda em 1970, GEARY, R. C. em um artigo em *Biométrica*, sugeriu um teste alternativo, baseado nas mudanças de sinais dos resíduos estimados. O desempenho do referido teste foi

realizado no corrente ano por HABIBAGAH, H. e PRAT-SCHKE, J. L., em trabalho publicado no *The Review of Economics and Statistics* (6). Os referidos autores efetuaram uma série de experimentos tipo Monte Carlo, comparando o poder estatístico do teste de GEARY com o de DURBIN-WATSON. Os autores concluem que o novo teste não é tão poderoso quanto o baseado na estatística “d”.

Na prática, contudo, quando se defrontam com modelos com variáveis endógenas defasadas, a sugestão de GEARY pode ser de extrema utilidade. Além do mais, como os dois testes são aparentemente independentes, a utilização simultânea de ambos pode proporcionar maior segurança na análise.

Aplicando o teste de GEARY aos resultados deste trabalho, constata-se porém que

pelo menos no caso em análise, os resultados não são animadores (quadros 1, 2 e 3). Em todas as aplicações o teste rejeitou a hipótese nula (existência de autocorrelação) ao nível de 1%, quando o teste de DURBIN-WATSON indicou quase sempre a existência de autocorrelação. Não obstante a limitação deste último no caso, evidentemente, a probabilidade de que 17 regressões não tivessem um só caso de autocorrelação é muito pequena.

Esses resultados sugerem que os testes de GEARY não apresentam bom desempenho, pelo menos em pequenas amostras. Uma limitação do referido teste, que pode ser levantada "a priori", é que o mesmo não dá uma idéia do grau de autocorrelação como ocorre com a estatística "d", sendo a decisão do pesquisador colocada simplesmente em termos de sim ou não.

#### AGGREGATED SUPPLY OF COTTON IN SÃO PAULO BY NERLOVE'S MODEL

##### SUMMARY

The main purpose of this work is to discuss some of the empirical problems of estimating Nerlove's model. The procedure adopted here follows closely Nerlove's model except perhaps, the use of dummy variables suggested by Tomek and Geary's serial correlation test (Appendix 1). According to Tomek the lagged adjustment hypothesis depends upon the deflator used. Geary proposes a new method to detect serial correlation via sign changes of the residuals.

Some emphasis is given to issue of deflator choice and alternative estimates are presented in order to assess the impact of two indexes: prices received by farmers and prices paid by farmers for inputs.

The results are presented by steps: in the first one (Table 1) the basic version of Nerlove's model is shown using both of the hypothesis related to the deflators. Table 2 shows the estimates of more complete equations with alternative prices (soybean, corn and rice) and input prices (fertilizer, wages and sprays). Table 3 presents the coefficients of the models with dummy variables, rice price and an index of input prices. Finally Table 4 shows the elasticities calculated at the means.

The study focuses much attention on the problem of serial correlation. The degree of serial correlation was reduced but not in a

conclusive manner due to the limitations of Durbin — Watson statistic. An alternative attempt to measure serial correlation by Geary's test was unproductive.

The basic results of the study supports the hypothesis of lagged adjustments of production to price changes.

However, additional work must be done in order to improve estimates of supply elasticities.

#### LITERATURA CITADA

1. BRANDT, S. A. Equações estruturais da oferta de algodão no Estado de São Paulo. São Paulo, Secretaria da Agricultura. Divisão de Economia Rural, s.d.
2. CHRIST, C. Econometric models and methods. New York, John Wiley, 1966. 705p.
3. DURBIN, J. Testing for serial correlation in least squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. *Econometrica*, 38 (3):410-421. may 1970.
4. DELFIM NETTO, A. et alii. Agricultura e desenvolvimento econômico no Brasil. São Paulo, ANPES, 1965.
5. JOHNSTON, J. Métodos econométricos. Trad. Seiki Kaneko Endo. São Paulo, Atlas, 1971. 318p.
6. HABIBAGAH, H. et alii. A comparison of the power of the von Neumann Ratio, Durbin-Watson and Geary tests. *Rev. Econ. & Sta.*, 54 (2):179-185. may 1972.
7. INSTITUTO de ECONOMIA AGRÍCOLA. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1972. 319p.
8. MALINVAUD, E. Statistical methods of econometrics. Amsterdam, North Holland, 1968. 631p.
9. NERLOVE, M. The dynamics of supply. Baltimore, Hopkins, 1958. 267p.
10. PASTORE, A. C. A resposta da produção agrícola no Brasil. São Paulo, USP, Faculdade de Ciências Econômicas e Administrativas, 1968. 243p. (mimeo)
11. ————. A oferta de produtos agrícolas no Brasil. *Estudos Econômicos*, 1 (3):35-69. set.1971.

12. SENDIN, P. V. Elaboração de um índice de salários para o Estado de São Paulo. Agr. em São Paulo, 19 (2):167-190. 1972.
13. TOMÉK, W. G. Distributed lag models of cotton acreage response: a further result. Am. Jour. Agr. Econ., 54 (1):108-110. feb.1972.
14. TOYAMA, N. K. et alii. Projeções da oferta agrícola do Estado de São Paulo. Agr. em São Paulo, 17 (9/10):3-97. set./out. 1970.