EXPECTATIVA VERSUS AJUSTAMENTO NO MODELO DE NERLOVE DE OFERTA DE PRODUTOS AGRÍCOLAS: ALGUNS RESULTADOS PARA O BRASIL

Fernando de Holanda Barbosa[*]
Elias Waizbort[**]

SINOPSE

Os estudos que têm aplicado o modelo de Nerlove de oferta de produtos agrícolas, tanto no Brasil como em outros países, não têm dado a devida atenção à sua especificação econométrica. Assim, afirma-se constantemente que os coeficientes de expectativa adaptada e de ajustamento parcial não podem ser identificados devido à maneira simétrica que estes parâmetros entram na equação em forma reduzida do modelo. Esta asserção só é correta quando a especificação econométrica corresponde a uma hipótese bastante peculiar da componente aleatória. Esta hipótese particular não deve ser imposta, a priori, como uma hipótese mantida, mas, sim, submetida ao veredito dos dados.

O objetivo deste trabalho consiste em apresentar uma discussão do problema da especificação econométrica do modelo de Nerlove de oferta de produtos agrícolas, bem como ilustrar essa discussão com resultados de estimativas de algumas equações, para produtos selecionados, usando-se dados para o Brasil como um todo.

SUMMARY

In applied work, both here in Brazil and abroad, researchers have not paid due attention to the econometric specification of the Nerlove supply model of agricultural products. Thus, it has been frequently stated that it is impossible to identify the expectation and adjustment parameters, due to the symmetric way these parameters enter into the reduced form of the model. This statement is correct only on the very particular assumption that the disturbance term should not be imposed on a priori but tested with data.

The purpose of this paper is to present a discussion on several hypotheses regarding the econometric specification of the Nerlove model, as well as to illustrate this presentation with some results, using Brazilian data.

---

[*] Do Instituto de Pesquisas da IPEA.
[**] Da Fundação IBGE.

EXPECTATIVA VERSUS AJUSTAMENTO NO MODELO DE NERLOVE DE OFERTA DE PRODUTOS AGRÍCOLAS: ALGUNS RESULTADOS PARA O BRASIL

Fernando de Holanda Barbosa
Elias Waizbort

1. INTRODUÇÃO

O modelo de oferta de produtos agrícolas desenvolvido por Nerlove (1958) tem sido, sem dúvida alguma, um modelo bastante utilizado em estudos empíricos, tanto no Brasil como em outros países[1]. Todavia, como salientou um dos autores deste trabalho, em artigo recentemente publicado, os pesquisadores que trabalharam com este modelo não deram a devida atenção à sua especificarão econométrica[2]. Sem embargo, tanto em trabalhos publicados no exterior, como é o caso do livro-resenha de Askari e Cummings (1976), como em trabalhos de autores nacionais, v.g., Pastore (1973), tem-se afirmado, constantemente, que os coeficientes de expectativa adaptada e de ajustamento parcial não podem ser identificados devido à maneira simétrica que estes parâmetros entram na equação da forma reduzida do modelo. Esta asserção só é correta quando a especificação econométrica corresponde a uma hipótese bastante peculiar, como se verá mais adiante, da componente aleatória da equação de oferta. Esta hipótese particular, deve-se salientar, não deve ser imposta, a priori, como uma hipótese mantida, mas, sim, submetida ao veredito dos dados.

O objetivo do presente trabalho consiste em apresentar uma discussão do problema da especificação econométrica do modelo de Nerlove de oferta de produtos agrícolas, bem como ilustrar essa discussão com resultados de estimativas de algumas equações, para produtos selecionados, usando-se dados para o Brasil como um todo.

A organização deste trabalho é a seguinte: o segundo item contém um resumo sucinto do modelo de Nerlove; o terceiro item trata da especificação econométrica do modelo; o quarto item apresenta alguns resultados de estimativas da oferta de produtos agrícolas no Brasil; e o quinto item finaliza o trabalho com um sumário das conclusões.

---

[1] Para uma resenha de alguns estudos brasileiros, ver Waizbort (1979). No que toca a estudos em outros países, ver Askari e Cummings (1976).
[2] Ver Barbosa (1978), para uma discussão do problema o uma aplicação ao modelo de hiperinflação de Cagan (1956).

2. MODELO DE NERLOVE (1958)

A equação de oferta de um produto agrícola, segundo a teoria econômica, tem a seguinte especificação:

$$q_t^d = \alpha + \beta\, p_t^e + \gamma Z_t + \epsilon_t \qquad (1)$$

onde q_t^d indica a oferta desejada ou planejada pelo produtor, enquanto que p_t^e é o preço esperado do produto pelo agricultor. A variável aleatória ϵ_t foi adicionada à equação e mais adiante se discutirá sua especificação. O vetor Z_t contém entre seus elementos preços de fatores e de produtos complementares e substitutos na produção do bem agrícola a que se refere a equação (1), e que influenciam a decisão do agricultor com respeito à produção planejada do produto agrícola em estudo. Por conseguinte, γZ_t representa o somatório $\gamma_1 Z_{1t} + \gamma_2 Z_{2t} + \ldots + \gamma_k Z_{kt}$, onde as variáveis $Z_1 \ldots Z_k$ devem ser especificadas no estudo de cada produto. Observe-se que, de acordo com a teoria, o coeficiente β é positivo, porém os elementos de vetor γ podem ter quaisquer sinais.

A quantidade efetivamente produzida q_t pode divergir da quantidade planejada por vários motivos, entre os quais cabe salientar os custos de ajustamento incorridos pelo produtor quando este tem de realocar recursos para atingir a produção planejada. Admitir-se-á que a produção efetiva e a planejada estejam ligadas de acordo com o mecanismo de ajustamento parcial, isto é:

$$q_t = \frac{1-\delta}{1-\delta L}\, q_t^d,\ 0 \leq \delta < 1 \qquad (2)$$

onde L é o operador de defasagem: $L^i X_t = X_{t-1}$. Observe-se que, na hipótese de $\delta=0$, q_t é igual a q_t^d, ou seja, o ajustamento ocorre no mesmo período do modelo e por isto é denominado instantâneo.

O preço esperado pelo agricultor, em princípio, não é observado. Deste modo, é necessário que alguma formulação explicite como o preço esperado relaciona-se com os preços observados no mercado. Um instrumento bastante popular - depois de sua introdução por Cagan (1956) no estudo de hiperinflação - para tal finalidade, é o mecanismo de expectativa adaptada. Este mecanismo é expresso pela equação[3]:

$$p_t^e = \frac{(1-\lambda)}{1-\lambda L}\, p_{t-1},\ 0 \leq \lambda < 1 \qquad (3)$$

onde é o coeficiente de adaptação e p_{t-1} é o preço do produto no período t-1.

[3] O mecanismo de expectativa adaptada corresponde a um processo estocástico da taxa de inflação pt do tipo ARIMA (0, 1, 1).

O modelo de oferta de produtos agrícolas, devido a Nerlove, consiste das equações (1), (2) e (3). Combinando-se essas três equações resulta:

$$q_t = \alpha(1-\delta)(1-\lambda) + (\lambda+\delta)q_{t-1} - \lambda\delta q_{t-2} + \beta(1-\lambda)(1-\delta)p_{t-1} + \gamma(1-\delta)Z_t - \gamma(1-\delta)\lambda_{t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} \tag{4}$$

Onde $u_t = (1-\delta)\epsilon_t$.

Para valores estáveis do preço do produto e das variáveis incluídas no vetor Z_t não se considerando a parte aleatória, as condições de estabilidade da equação (4), uma equação de diferenças finitas de segunda ordem na variável q_t são as seguintes:

$$1-\lambda-\delta+\lambda\delta>0$$

$$1+\lambda+\delta+\lambda\delta>0$$

$$1-\lambda\delta>0$$

Como $0 \leq \lambda < 1$ e $0 \leq \delta < 1$ segue-se que as três desigualdades acima são automaticamente satisfeitas, assegurando-se, portanto, a convergência da equação (4).

A especificação econométrica da equação (4) requer a especificação da parte estocástica dessa equação. A seguir, tratar-se-á desse problema, discutindo as implicações de várias hipóteses alternativas quanto à variável estocástica u_t.

3. ESPECIFICAÇÃO ESTOCÁSTICA DO MODELO

3.1. Oferta Agrícola Função Apenas do Preço

Inicialmente, vai se admitir que $\gamma=1$, o que significa dizer que a quantidade ofertada depende apenas do preço esperado do produto. Assim, a equação (4) reduz-se a:

$$q_t = \alpha(1-\delta)(1-\lambda) + (\lambda+\delta)q_{t-1} - \lambda\delta q_{t-2} + \beta(1-\lambda)(1-\delta)p_{t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} \tag{5}$$

É interessante observar que, a não ser pela parte estocástica, os parâmetros λ e δ entram na equação (5) simetricamente, ou seja, trocando-se as posições de λ e δ não se altera a equação, desde que não se considere o termo $u_t - \lambda u_{t-1}$.

Quanto à parte estocástica, considerar-se-ão quatro hipóteses para a variável aleatória u_t, a saber[4]:

[4] A discussão, a seguir, é baseada em Barbosa (1978).

Hipótese I: $u_t - \lambda u_{t-1} = \epsilon_{2t}$. A variável ϵ_{2t} é normal com média zero e variância σ^2, isto é, ϵ_{2t} é $N(0,\sigma^2)$. As variáveis ϵ_{2t} e ϵ_{2t}', são independentes para $t \neq t'$.

Hipótese II: u_t apresenta uma distribuição $N(0, \sigma^2)$. As variáveis u_t e u_t' são independentes para $t \neq t'$.

Hipótese III: $u_t = \rho\, u_{t-1} + \epsilon_{3t}$. A variável ϵ_{3t} é $N(0, \sigma^2)$ e ϵ_{3t} e ϵ_{3t} são independentes para $t \neq t'$.

Hipótese IV: $u_t - \lambda u_{t-1} = \theta(u_{t-1} - \lambda u_{t-2}) + \epsilon_{4t}$. A variável ϵ_{4t} é $N(0, \sigma^2)$. As variáveis ϵ_{4t} e ϵ_{4t}' são independentes para $t \neq t'$.

Vale ressaltar que a terceira hipótese coincide com a primeira, no caso de $\rho = \lambda$. Quando $\rho = 0$ a terceira hipótese é idêntica à segunda e, se $\theta = 0$, a quarta hipótese reduz-se à primeira.

É bastante conhecido o fato de que os parâmetros λ e ρ não são identificados quando a variável aleatória u_t segue o processo estocástico descrito na primeira hipótese acima. Entretanto, é possível testar se um dos mecanismos não está presente, pois, quando o coeficiente de q_{t-2} é igual a zero, significa dizer que o modelo não contém o mecanismo de expectativa adaptada ou o mecanismo de ajustamento parcial. É possível, também, que ambos não façam parte do modelo e, neste caso, o coeficiente de q_{t-1} seria também igual a zero. É importante ressaltar o fato de que a Hipótese I admite que a variável aleatória u_t segue um processo auto regressivo de primeira ordem, cujo coeficiente de auto regressão é justamente igual ao parâmetro λ do mecanismo de expectativa adaptada. Sem dúvida, não existe nenhuma razão para que, a *priori*, admita-se tal coincidência. Obviamente, na quarta hipótese os parâmetros λ e δ também não são identificados, pois, da mesma forma que na primeira hipótese, os parâmetros λ e δ podem ser trocados de posição sem que se altere o valor da função de verossimilhança.

Nas Hipóteses II e III, os parâmetros e podem ser identificados e, além disso, é possível testar as hipóteses nulas de que $\rho = 0$ e de que $\rho = \lambda$, empregando-se o teste da razão de verossimilhança. É claro que, se ρ, obtém-se a primeira hipótese e aí os parâmetros λ e δ não são identificados. Assim, o teste da hipótese nula $\rho = \lambda$ reveste-se de especial importância, pois, se esta hipótese não for rejeitada, significa dizer que é impossível identificar-se separadamente os mecanismos de expectativa adaptada e de ajustamento parcial.

3.2. Consequências de especificação incorreta do termo aleatório

Cabe também ressaltar que uma especificação inadequada de parte estocástica da equação (5) pode levar a resultados contrários ao esperado. Com efeito, admita-se que a hipótese adequada seja a Hipótese II, enquanto que, erroneamente, estimaram-se os parâmetros fazendo-se uso da primeira hipótese. Neste caso, é possível que o coeficiente de q_{t-2} seja positivo, enquanto que o sinal correto é negativo. Para demonstrar o fato escreveu-se a equação (5) em notação matricial:

(6) $$q=X\beta+u-\lambda_{u-1}$$

onde:

$$q=\begin{bmatrix} q_1 \\ q_2 \\ \vdots \\ q_t \end{bmatrix},\quad X=\begin{bmatrix} 1q_0 & q_{-1} & p_0 \\ 1q_1 & q_o & p_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1q_{T-1} & q_{T-2} & p_{T-1} \end{bmatrix}$$

$$u=\begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_t \end{bmatrix},\quad u_{-1}=\begin{bmatrix} u_0 \\ u_1 \\ \vdots \\ u_{t-1} \end{bmatrix},\quad \beta=\begin{bmatrix} \alpha(1-\delta)(1-\lambda) \\ \lambda+\delta \\ -\lambda\delta \\ \beta(1-\lambda)(1-\delta) \end{bmatrix}$$

O estimador de mínimos quadrados de β é dado por:

(7) $$\hat{\beta}=\left(X'X\right)^{-1}X'q$$

Substituindo-se o valor de q, expresso por (6) na equação anterior, obtém-se:

(8) $$\hat{\beta}=\left(X'X\right)^{-1}X'[X\beta+u-\lambda u_{-1}]$$

$$=\beta+\left(X'X\right)^{-1}X'(u-\lambda u_{-1})$$

$$=\beta+\left(X'X\right)^{-1}X'u-\lambda\left(X'X\right)^{-1}X'u_{-1}$$

O limite em probabilidade de (8) é igual a:

(9) $$\lim p\ \widehat{\beta}=\beta+\lim p\left(\frac{X'X}{T}\right)^{-1}\lim p\frac{X'u}{T}-\lambda\lim p\left(\frac{X'X}{T}\right)^{-1}\lim p\frac{X'u-1}{T}$$

Admitindo-se que:

$$\lim p\left(\frac{X'X}{T}\right)^{-1} = M$$

onde a matriz $M=(m_{ij})$, positiva definida, possui elementos fintos e verificados que:

$$\lim p\frac{X'u}{T} = \begin{bmatrix} \lim p\ \frac{\sum u_t}{T} \\ \lim p\ \frac{\sum q_{t-1}u_t}{T} \\ \lim p\ \frac{\sum q_{t-2}u_t}{T} \\ \lim p\ \frac{\sum p_{t-1}u_t}{T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

e:

$$\lim p\frac{X'u_{-1}}{T} = \begin{bmatrix} \lim p\ \frac{\sum u_{t-1}}{T} \\ \lim p\ \frac{\sum q_{t-1}u_{t-1}}{T} \\ \lim p\ \frac{\sum q_{t-2}u_{t-1}}{T} \\ \lim p\ \frac{\sum p_{t-1}u_{t-1}}{T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ K \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

onde os sinais de somatório indicam a soma de t = 1 ... T elementos, conclui-se que o limite me probabilidade do estimador $\widehat{\beta}$ é igual a:

$$\lim p\ \widehat{\beta} = \beta - \lambda \lim p\left(\frac{X'X}{T}\right)^{-1} \lim p\frac{X'u\text{-}1}{T}$$

em virtude de:

$$\lim p \left(\frac{X'X}{T}\right)^{-1} \lim p \frac{X'u-1}{T} = K \begin{bmatrix} m_{12} \\ m_{22} \\ m_{32} \\ m_{42} \end{bmatrix}$$

temos que:

$$\lim p \begin{bmatrix} \widehat{\alpha(1-\delta)(1-\lambda)} \\ \widehat{\lambda+\delta} \\ -\widehat{\lambda\delta} \\ \widehat{\beta(1-\lambda)(1-\delta)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha(1-\delta)(1-\lambda) \\ \lambda+\delta \\ -\lambda\delta \\ \beta(1-\lambda)(1-\delta) \end{bmatrix} -\lambda K \begin{bmatrix} m_{12} \\ m_{22} \\ m_{32} \\ m_{42} \end{bmatrix}$$

Quando $m_{32} < 0$ é possível que:

$$\lim p\ -\widehat{\lambda\delta} = -\lambda\delta - \lambda K m_{32}$$

seja positivo. Cabe ressaltar eu a priori, pode-se afirmar que

$$\lim p \left[(\widehat{\lambda+\delta}) - (\lambda+\delta)\right] < 0$$

por m_{22} é positive. Isto é, o estimador de $\lambda+\delta$ será viesado, assintoticamente para baixo.

3.3. Variável Tempo com "Proxy" para variáveis incluídas no Vetor Z

Quando $\lambda \neq 0$, isto é, se o modelo incluir, além do preço defasado, outras variáveis, os parâmetros λ e δ são, em geral, identificados. Todavia, quando se usa a variável tempo t como uma *proxy* para variável Z_t, através de:

$$Z_t = a + bt$$

a equação (4) transforma-se em:

$$q_t = \alpha(1-\delta)(1-\lambda) + \lambda(1-\delta)[a(1-\lambda) + b\lambda] + (\lambda+\delta)q_{t-1} - \lambda\delta q_{t-2} + \beta(1-\lambda)(1-\delta)p_{t-1} + \gamma(1-\delta)\, b(1-\lambda)t + u_t - \lambda u_{t-1} \tag{10}$$

Quando $u_t - \lambda u_{t-1} = \epsilon_{2t}$, que correspondia à Hipótese I, os parâmetros λ e δ não são identificados, pois entram simetricamente em (10). Nas Hipóteses II e III, os parâmetros λ e δ na equação (10) podem ser identificados.

4. ALGUNS RESULTADOS DO BRASIL

Um bom número de aplicações do modelo de Nerlove para o Brasil admitiu que a oferta agrícola era função apenas para o preço do produto[5]. É claro que este tipo de especificação, ao não considerar outras variáveis que influenciam a oferta, pode gerar erros de especificação que invalidam os resultados obtidos. Embora conscientes do problema, optou-se por estudar equações de oferta que dependem apenas do preço, pois o interesse maior consistente em verificar até que ponto de dados permitem distinguir os parâmetros de expectativa e de ajustamento. Assim, a equação a ser estimada é dada pela equação (5), repetida aqui por conveniência:

$$q_t = \alpha(1-\delta)(1-\lambda) + (\lambda+\delta)q_{t-1} - \lambda\delta q_{t-2} + \beta(1-\lambda)(1-\delta)p_{t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} \tag{11}$$

Admitindo-se que o processo estocástico de u_t é expresso pela terceira hipótese, $u_t = \rho\, u_{t-1} + \epsilon_{3t}$, a equação (11), quando subtraída da mesma equação defasada de um período, pode ser escrita como:

$$n_t = \lambda n_{t-1} + (1-\lambda)(1-\delta)(1-\rho) + \delta\left[q_{t-1} - \rho q_{t-2} - \lambda\left(q_{t-3}\right)\right] + \beta(1-\delta)(1-\lambda)\left(p_{t-1} - \rho\, p_{t-2}\right) \tag{12}$$

onde $n_t = q_t - \rho\, q_{t-1} - \epsilon_{3t}$. Defasando-se a equação anterior de um período e substituindo-se o valor de n_{t-1} daí resultante na equação (12), obtém-se:

$$\begin{aligned} n_t = {} & \lambda^2 n_{t-2} + \alpha(1-\lambda)(1-\delta)(1-\rho)(1+\lambda) + \delta\left[q_{t-1} - \rho q_{t-2} - \lambda^2\left(q_{t-3} - \rho q_{t-4}\right)\right] \\ & + \beta(1-\lambda)(1-\delta)\left[\left(p_{t-1} - \rho p_{t-2}\right) + \lambda\left(p_{t-2} - \rho p_{t-3}\right)\right] \end{aligned} \tag{13}$$

Procedendo-se da mesma forma pela qual a expressão acima foi obtida, chega-se a equação:

[5] Em alguns estudos, outras variáveis foram incluídas com resultados não muito satisfatórios. Entretanto, a inclusão da variável tempo t tem contribuído para que se obtenham melhores resultados.

(14) $$n_t = \lambda^t n_0 + \alpha(1-\lambda)(1-\delta)(1-\rho)\left(1+\lambda+\ldots+\lambda^{t-1}\right) + \delta\left[(q_{t-1}-\rho q_{t-2}) - \lambda^t(q_{t-1}-\rho q_{t-2})\right]$$
$$+\beta(1-\lambda)(1-\delta)\left[(p_{t-1}-\rho p_{t-2}) + \lambda(p_{t-2}-\rho p_{t-3}) + \text{---} + \lambda^{t-1}(p_0-\rho p_{-1})\right]$$

onde $n_0 = q_0 - \rho q_{-1} - \in_{30}$ é um novo parâmetro que reflete as condições iniciais do modelo. Observando-se que $1 + \lambda + \text{---} + \lambda^{t-1} = \frac{1-\lambda^t}{1-\lambda}$, e que $q_t \rho q_{t-1} = n_t + \in_{3t}$, obtém-se:

(15) $$q_t(\rho) = \alpha(1-\delta)(1-\rho) + [n_0 - \alpha(1-\delta)(1-\rho)]X_{1t} + \delta X_{2t} + \beta(1-\delta)X_{3t} + \in_{3t}$$

onde:

(16) $$q_t(\rho) = q_t - \rho(qt-1)$$
$$X_{1t} = \lambda^t$$
$$X_{2t} = q_{t-1} - \rho q_{t-2} - \lambda^t q_{t-1} - \rho q_{-2})$$
$$X_{3t} = (1-\lambda)\left[(p_{t-1}-\rho p_{t-2}) + \lambda(p_{t-2}-\rho p_{t-3} + \text{---} + \lambda^{t-1}(p_0-\rho p_{-1}\right]$$

O método de máxima verossimilhança para se estimarem os parâmetros de (15) pode ser implementado com o seguinte procedimento. Para cada par de valor (λ, ρ) calculam-se as $p_t(\rho)$, X_{1t}, X_{2t} e X_{3t}, de acordo com (16). Faz-se, então, a regressão da primeira contra as três últimas variáveis, incluindo-se o termo constante. Para cada regressão observa-se a soma dos quadrados dos resíduos. Os parâmetros da regressão que corresponder à menor soma dos quadrados dos resíduos são, então, as estimativas de máxima verossimilhança[6]. Os testes de hipóteses, bem como o0s intervalos de confiança, podem ser construídos com base no fato de que menos duas vezes o logaritmo da razão de verossimilhança tem uma distribuição qui-quadrados com número de graus de liberdade igual ao número de restrições impostas.

[6] A função de verossimilhança a maximize-se refere-se à função condicionada aos valores iniciais do modelo.

Os doze quadros, a seguir, contêm resultados de estimativas da equação (15) para os seguintes produtos: arroz, feijão, mandioca, milho, soja e trigo. A fonte dos dados utilizados é a FIBGE para o período 1947-75, exceto para a soja, que se refere ao período 1952-75. A variável dependente é a área plantada e a variável preço é igual ao preço médio da cultura, deflacionado pelo índice de preços agrícolas da Fundação Getúlio Vargas. A escolha da área como variável dependente na equação de oferta já é tradicional neste tipo de estudo e não precisa de justificativas adicionais.

Os valores de (λ, ρ), que minimizam a soma dos quadrados dos resíduos para o arroz, são $\lambda = 0,8$ e $\rho = 0,2$, como se pode constatar examinando-se o quadro 1[7]. O quadro 2 mostra estimativas dos coeficientes da regressão para este par de valores, bem como para valores que lhe são próximos. O coeficiente de X_{2t}, estimativa do parâmetro δ, tem sinal contrário ao esperado, porém o seu erro-padrão é elevado[8]. A hipótese nula de que $\delta = 0$ não é rejeitada. O coeficiente de X_{3t} estimativa do parâmetro $\beta(1-\delta)$ é bastante significativo e tem o sinal esperado, a priori, evidenciando a resposta da área plantada do arroz e estímulo de preço.

No caso do feijão, os valores de (λ, ρ), que tornam mínima a soma dos quadrados dos resíduos, são: $\lambda = 0,9$ e $\rho = -0,4$ segundo o quadro 3. A estimativa do coeficiente de ajustamento parcial, de acordo com o quadro 4, é $\hat{\delta} = 0,5401$, com erro-padrão igual a 0,1435, que é significantemente diferente de zero ao nível de 1%. O coeficiente de X_{3t} é significativo ao nível de 5%, mostrando que a oferta de feijão reage a variações de preços.

Para a mandioca, a soma dos quadrados dos resíduos é mínima quando $\lambda = 0,99$ e $\rho = -0,2$, segundo o quadro 5. Para este par de valores, o quadro 6 mostra que a estimativa de δ é igual a 0,9838, com desvio-padrão igual a 0,0933. Todavia, o coeficiente de X_{3t} tem sinal contrário ao esperado e a hipótese de que ele é diferente de zero não é rejeitada.

No que toca ao milho, os valores $\lambda = 0,9$ e $\rho = -0,2$ minimizam a soma dos quadrados dos resíduos, como revela o quadro 7. A estimativa do coeficiente de ajustamento parcial, segundo o quadro 8, é $\hat{\delta} = 0,6446$, com erro-padrão igual a 0,1388; logo, a hipótese nula de que $\delta = 0$ é rejeitada. O coeficiente de X_{3t} é significativamente diferente de zero ao nível de 5%, evidenciando que a área plantada do milho responde a variações de preço.

[7] Devido ao elevado número de regressões, os valores de ρ foram tomados no intervalo [-0,8; 0,8], com acréscimos de 0,2; os valores de λ foram pesquisados no intervalo [0,1; 0,99], com acréscimos de 0,1

[8] Os erros-padrão que aparecem nos quadros 1 a 13 são condicionados aos valores de λ e ρ portados.

QUADRO 1. Arroz: Soma dos quadrados dos resíduos

γ \ ρ	-0,8	-0,6	-0,4	-0,2	0,2	0,4	0,6	0,8
0,1	1,226	1,120	1,111	1,200	1,678	2,049	2,447	2,549
0,2	1,267	1,152	1,130	1,206	1,639	1,982	2,349	2,437
0,3	1,333	1,202	1,164	1,223	1,604	1,914	2,242	2,312
0,4	1,412	1,265	1,211	1,246	1,572	1,838	2,121	2,171
0,5	1,492	1,329	1,254	1,266	1,527	1,740	1,967	2,002
0,6	1,547	1,367	1,275	1,264	1,445	1,593	1,752	1,790
0,7	1,525	1,337	1,231	1,194	1,274	1,349	1,440	1,517
0,8	1,441	1,240	1,105	1,032	1,000	1,022	1,089	1,230
0,9	2,121	1,784	1,537	1,361	1,134	1,157	1,178	1,250
0,99	2,818	2,408	2,121	1,941	1,806	1,784	1,780	1,727

NOTA: A soma dos quadrados dos resíduos foi normalizada pelo seu menor valor

QUADRO 2. Arroz: Estimativas dos coeficientes

Constante	X1t	X2t	X3t	R²	F	D.W. (h)	(λ.ρ)
99.892,2069	2.322.854,2234	0,4503	2,6369	0,0983	426,79	1,8336	(0,7;-0,2)
	(374.715,7223)	(0,1172)	(0,5744)			(0,5450)	
95.380,3378	2.324.728,8927	0,1999	3,9181	0,9854	494,77	1,6839	(0,8;-0,2)
	(368.532,6933)	(0,1485)	(0,7582)			(1,2911)	
496.025,4044	1.677.295,7002	0,2205	3,9491	0,9807	373,53	1,469	(0,9;-0,2)
	(582.230,0279)	(0,1917)	(1,1030)			(15,6407)	
151.688,9316	1.686.034,0804	0,2728	3,5036	0,9606	178,73	2,2618	(0,7;0,2)
	(387.565,7825)	(0,1508)	(0,7400)			(-1,0948)	
-157.969,6962	1.731.360,2977	-0,0266	5,0903	0,9691	229,78	2,0693	(0,8;0,2)
	(364.950,6814)	(0,1709)	(0,8836)			(-0,3916)	
-232.596,9958	1.241.722,5941	-0,0477	5,4707	0,9634	192,87	1,7665	(0,9;0,2)
	(557.110,9773)	(0,2008)	(1,2033)			(-)	
110.153,8673	1.318.000,1537	0,1389	4,1071	0,929	96,01	2,4337	(0,7;0,4)
	(396.990,6112)	(0,1672)	(0,8224)			(-2,2756)	
-159.424,0880	1.398.434,9049	-0,1630	5,7890	0,9462	128,99	2,2334	(0,8;0,4)
	(370.261,3142)	(0,1783)	(0,9427)			(-1,6112)	
-1.121.138,6406	1.052.351,3544	-0,1974	6,3825	0,9391	113,17	1,8781	(0,9;0,4)
	(561.856,6696)	(0,2015)	(1,2068)			(-)	

Nota: 1. Os números entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. - 2. Quando, nos valores de h, apare um traço (-), significa que o número encontrado foi um número complexo. - 3. A área e o preço estão defasados de um período. - 4. Todas as variáveis estão expressas na escala aritmética.

QUADRO 3. Feijão: Soma dos quadrados dos resíduos

γ \ ρ	-0,8	-0,6	-0,4	-0,2	0,2	0,4	0,6	0,8
0,1	1,468	1,310	1,253	1,284	1,549	1,743	1,917	1,869
0,2	1,464	1,311	1,256	1,291	1,558	1,739	1,887	1,821
0,3	1,456	1,306	1,255	1,295	1,565	1,734	1,857	1,773
0,4	1,441	1,293	1,248	1,291	1,567	1,723	1,822	1,722
0,5	1,414	1,273	1,233	1,281	1,556	1,701	1,774	1,664
0,6	1,380	1,243	1,206	1,257	1,526	1,609	1,697	1,585
0,7	1,324	1,197	1,163	1,212	1,452	1,547	1,561	1,466
0,8	1,251	1,128	1,094	1,129	1,301	1,347	1,332	1,288
0,9	1,176	1,050	1,000	1,007	1,072	1,074	1,066	1,130
0,99	1,323	1,161	1,078	1,053	1,058	1,051	1,067	1,165

NOTA: A soma dos quadrados dos resíduos foi normalizada pelo seu menor valor

QUADRO 4. Feijão: Estimativas dos coeficientes

Constante	X1t	X2t	X3t	R^2	F	D.W. (h)	(λ.ρ)
505.861,3501	2.163.127,00	0,7304	1,0304	0,9884	625,12	2,0226	(0,8;-0,6)
	(290.650,3620)	(0,0989)	(0,5233)			(-0,0684)	
887.227,8867	1.793.276,58	0,5863	2,3455	0,9892	671,88	1,9018	(0,9;-0,6)
	(397.332,7495)	(0,1320)	(0,8196)			(0,3506)	
5.046.962,4528	-2.387.394,28	0,5658	5,7289	0,9881	606,91	1,7575	(0,99;-0,6)
	(2.931.686,8071)	(0,1643)	(4,2884)			(1,2099)	
495.070,3331	1.842.586,61	0,7024	1,5155	0,9854	493,93	2,1607	(0,8;-0,4)
	(285.132,9521)	(0,1095)	(0,5799)			(-0,5077)	
872.963,5247	1.476.722,63	0,5401	2,5608	0,9866	540,97	2,0204	(0,9;-0,4)
	(385.178,7504)	(0,1435)	(0,8942)			(-0,0795)	
5.139.334,7034	-2.812.233,16	0,5032	6,3089	0,9856	501,19	1,8802	(0,99;-0,4)
	(2.813.708,2477)	(0,1753)	(4,6657)			(0,7543)	
503.487,3059	1.507.042,64	0,6464	1,7556	0,9796	351,65	2,2601	(0,8;-0,2)
	(396.990,6112)	(0,1672)	(0,8224)			(-0,8898)	
888.124,4389	1.134.063,41	0,4535	2,9925	0,9818	395,06	2,0949	(0,9;-0,2)
	(381,967,3361)	(0,1597)	(1,0030)			(-0,4418)	
6.369.359,1498	-3.373.666,81	0,3914	7,6101	0,9809	377,43	1,9634	(0,99;-0,2)
	(2.76.618,5888)	(0,1902)	(5,2527)			(0,6237)	

Nota: 1. Os números entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. - 2. A área e o preço estão defasados de um período. - 3. Todas as variáveis estão expressas na escala aritmética.

Quadro 5. Mandioca: Soma dos quadrados dos resíduos

γ \ ρ	-0,8	-0,6	-0,4	-0,2	0,2	0,4	0,6	0,8
0,1	2,585	2,112	1,749	1,495	1,315	1,371	1,510	1,623
0,2	2,551	2,086	1,730	1,477	1,306	1,361	1,494	1,598
0,3	2,508	2,054	1,707	1,460	1,298	1,350	1,476	1,569
0,4	2,453	2,013	1,676	1,444	1,287	1,338	1,456	1,536
0,5	2,384	1,960	1,638	1,417	1,275	1,324	1,431	1,494
0,6	2,275	1,880	1,575	1,376	1,262	1,306	1,398	1,438
0,7	2,111	1,755	1,492	1,321	1,232	1,280	1,352	1,361
0,8	1,859	1,573	1,351	1,223	1,185	1,237	1,287	1,258
0,9	1,563	1,345	1,188	1,105	1,127	1,175	1,202	1,146
0,99	1,340	1,171	1,047	1,000	1,061	1,113	1,130	1,096

NOTA: A soma dos quadrados dos resíduos foi normalizada pelo seu menor valor

QUADRO 6. Mandioca: Estimativas dos coeficientes

Constante	X1t	X2t	X3t	R²	F	D.W. (h)	(λ.ρ)
505.861,3501	2.163.127,00	0,7304	1,0304	0,9884	625,12	2,0226	(0,8;-0,6)
	(290.650,3620)	(0,0989)	(0,5233)			(-0,0684)	
887.227,8867	1.793.276,58	0,5863	2,3455	0,9892	671,88	1,9018	(0,9;-0,6)
	(397.332,7495)	(0,1320)	(0,8196)			(0,3506)	
5.046.962,4528	-2.387.394,28	0,5658	5,7289	0,9881	606,91	1,7575	(0,99;-0,6)
	(2.931.686,8071)	(0,1643)	(4,2884)			(1,2099)	
495.070,3331	1.842.586,61	0,7024	1,5155	0,9854	493,93	2,1607	(0,8;-0,4)
	(285.132,9521)	(0,1095)	(0,5799)			(-0,5077)	
872.963,5247	1.476.722,63	0,5401	2,5608	0,9866	540,97	2,0204	(0,9;-0,4)
	(385.178,7504)	(0,1435)	(0,8942)			(-0,0795)	
5.139.334,7034	-2.812.233,16	0,5032	6,3089	0,9856	501,19	1,8802	(0,99;-0,4)
	(2.813.708,2477)	(0,1753)	(4,6657)			(0,7543)	
503.487,3059	1.507.042,64	0,6464	1,7556	0,9796	351,65	2,2601	(0,8;-0,2)
	(396.990,6112)	(0,1672)	(0,8224)			(-0,8898)	
888.124,4389	1.134.063,41	0,4535	2,9925	0,9818	395,06	2,0949	(0,9;-0,2)
	(381,967,3361)	(0,1597)	(1,0030)			(-0,4418)	
6.369.359,1498	-3.373.666,81	0,3914	7,6101	0,9809	377,43	1,9634	(0,99;-0,2)
	(2.76.618,5888)	(0,1902)	(5,2527)			(0,6237)	

Nota: 1. Os números entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. - 2. A área e o preço estão defasados de um período. - 3. Todas as variáveis estão expressas na escala aritmética.

Quadro 7. Milho: Soma dos quadrados dos resíduos

γ \ ρ	-0,8	-0,6	-0,4	-0,2	0,2	0,4	0,6	0,8
0,1	1,534	1,330	1,232	1,237	1,539	1,815	2,118	2,169
0,2	1,501	1,303	1,209	1,217	1,519	1,791	2,083	2,123
0,3	1,465	1,272	1,184	1,195	1,495	1,761	2,041	2,069
0,4	1,423	1,237	1,155	1,169	1,468	1,724	1,990	2,002
0,5	1,378	1,202	1,122	1,139	1,433	1,678	1,992	1,918
0,6	1,328	1,162	1,084	1,104	1,385	1,614	1,827	1,803
0,7	1,292	1,126	1,049	1,610	1,138	1,514	1,682	1,635
0,8	1,276	1,101	1,017	1,017	1,219	1,361	1,456	1,395
0,9	1,332	1,142	1,031	1,000	1,108	1,163	1,173	1,141
0,99	1,491	1,263	1,127	1,074	1,099	1,097	1,076	1,115

NOTA: A soma dos quadrados dos resíduos foi normalizada pelo seu menor valor

Quadro 8. Milho: Estimativas dos coeficientes

Constante	X1t	X2t	X3t	R²	F	D.W. (h)	(λ.ρ)
597.658,3324	5.426.815,97	0,7410	2,5840	0,9922	931,29	1,9342	(0,8;-0,4)
	(561.552,2007)	(0,0999)	(1,0886)			(0,1997)	
1,257710,5725	4.784.336,14	0,6904	3,0794	0,9921	919,16	1,8384	(0,9;-0,4)
	(820.719,1891)	(0,1263)	(1,5599)			(0,5564)	
1.320.261,3952	-7.125.688,37	0,7294	0,4014	0,9913	840,18	1,8045	(0,99;-0,4)
	(7.202.306,0811)	(0,1452)	(6,9428)			(0,7739)	
593.421,7208	4.598.173,60	0,7174	2,7815	0,9894	685,13	2,2085	(0,8;-0,2)
	(562.106,9137)	(0,1119)	(1,2079)			(-0,6658)	
1.184.743,4767	3.985.554,81	0,6446	3,5342	0,9896	696,59	2,0637	(0,9;-0,2)
	(810.478,2097)	(0,1388)	(1,7008)			(-0,2389)	
12.789.834,6544	-7.597.277,10	0,6595	1,8788	0,9888	648,23	1,9797	(0,99;-0,2)
	(7.043.281,4124)	(0,1589)	(7,6794)			(0,0935)	
576.233,9769	2.846.232,29	0,5865	3,8647	0,9719	253,26	2,5312	(0,8;-0,2)
	(617.113,6210)	(0,1531)	(1,6061)			(-2,2348)	
1.202.999,9260	2.211.844,44	0,4273	5,5792	0,9744	279,45	2,2955	(0,9;-0,2)
	(855.304,8788)	(0,1796)	(2,1634)			(-0,1368)	
13.619.171,9809	-10.216.846,99	0,3643	6,5904	0,9746	281,80	2,0995	(0,99;-0,2)
	(7.059.724,4671)	(0,1973)	(10,5549)			(-)	

Nota: 1. Os números entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. - 2. Quando, nos valores de h, apare um traço (-), significa que o número encontrado foi um número complexo. - 3. A área e o preço estão defasados de um período. - 4. Todas as variáveis estão expressas na escala aritmética.

Quadro 9. Soja: Soma dos quadrados dos resíduos

γ \ ρ	-0,8	-0,6	-0,4	-0,2	0,2	0,4	0,6	0,8
0,1	1,596	1,507	1,433	1,367	1,222	1,144	1,074	1,000
0,2	1,559	1,476	1,415	1,368	1,265	1,196	1,121	1,035
0,3	1,512	1,434	1,380	1,349	1,292	1,241	1,169	1,074
0,4	1,461	1,382	1,332	1,311	1,300	1,273	1,124	1,115
0,5	1,403	1,325	1,275	1,258	1,284	1,288	1,252	1,158
0,6	1,342	1,261	1,210	1,197	1,247	1,279	1,274	1,197
0,7	1,271	1,194	1,143	1,127	1,192	1,248	1,275	1,222
0,8	1,201	1,121	1,072	1,060	1,132	1,199	1,249	1,219
0,9	1,155	1,075	1,026	1,008	1,077	1,142	1,194	1,172
0,99	1,222	1,123	1,063	1,030	1,062	1,099	1,119	1,078

NOTA: A soma dos quadrados dos resíduos foi normalizada pelo seu menor valor

Quadro 10. Soja: Estimativas dos coeficientes

Constante	X1t	X2t	X3t	R^2	F	D.W. (h)	(λ.ρ)
107.490,8821	-1.106.437,89	7792	1,1911	0,9255	70,41	1,5217	(0,1;0,6)
	(2.799.357,3774)	(0,1892)	(0,6232)			(2,4335)	
112.298,8866	-617.644,54	0,764	1,2755	0,9222	67,20	1,4521	(0,2;0,6)
	(1.424.583,9487)	(0,2218)	(0,7678)			(-)	
107.717,4282	-1.113.664,58	0,6379	1,2759	0,8703	38,01	1,701	(0,1;0,8)
	(2.696.786,8623)	(0,1820)	(0,5505)			(1,3463)	
114.224,7524	-636.518,17	0,5928	1,4566	0,8657	36,54	1,6208	(0,2;0,8)
	(1.365.084,0447)	(0,2116)	(0,6801)			(7,2709)	

Nota: 1. Os números entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. - 2. Quando, nos valores de h, apare um traço (-), significa que o número encontrado foi um número complexo. - 3. A área e o preço estão defasados de um período. - 4. Todas as variáveis estão expressas na escala aritmética.

Quadro 11. Trigo: Soma dos quadrados dos resíduos

γ \ ρ	-0,8	-0,6	-0,4	-0,2	0,2	0,4	0,6	0,8
0,1	1,633	1,371	1,186	1,072	1,044	1,092	1,133	1,123
0,2	1,692	1,415	1,217	1,093	1,051	1,093	1,131	1,120
0,3	1,768	1,472	1,256	1,118	1,053	1,088	1,121	1,113
0,4	1,866	1,544	1,307	1,149	1,051	1,074	1,101	1,099
0,5	1,994	1,641	1,377	1,194	1,050	1,052	1,070	1,076
0,6	2,160	1,768	1,472	1,259	1,058	1,032	1,032	1,046
0,7	2,342	1,914	1,585	1,346	1,090	1,029	1,001	1,018
0,8	2,492	2,039	1,786	1,433	1,145	1,058	1,000	1,013
0,9	2,574	2,108	1,750	1,490	1,202	1,110	1,039	1,051
0,99	2,585	2,118	1,764	1,509	1,240	1,160	1,096	1,113

NOTA: A soma dos quadrados dos resíduos foi normalizada pelo seu menor valor

Quadro 12. Trigo: Estimativas dos coeficientes

Constante	X1t	X2t	X3t	R^2	F	D.W. (h)	(λ.ρ)
-137.398,0203	742.316,37	0,1676	6,9871	0,8059	30,45	1,8277	(0,7;0,4)
	(304.319,4791)	(1,626)	(1,626)			(-)	
-342.487,6323	983.820,90	0,162	9,1491	0,8005	29,43	1,7451	(0,8;0,4)
	(308.824,4584)	(0,2130)	(2,2154)			(-)	
-880.439,3631	1.515.096,37	0,1985	14,6847	0,7907	27,7	1,714	(0,9;0,4)
	(452.224,2155)	(0,2152)	(3,9087)			(-)	
-51.713,0961	491.666,91	-0,0063	7,5995	0,7155	18,44	1,8801	(0,7;0,6)
	(284.046,6851)	(0,2076)	(1,6504)			(-)	
-227.516,9782	702.505,18	-0,0418	10,4527	0,7158	18,47	1,7945	(0,8;0,6)
	(271.452,5733)	(0,2132)	(2,2962)			(-)	
-684.498,1049	1.157.649,23	-0,0274	17,5279	0,7047	17,5	1,7297	(0,9;0,6)
	(371,563,8808)	(0,2176)	(4,1847)			(-)	
19.065,4925	242.334,49	-0,1433	7,5023	0,5709	9,76	1,8847	(0,7;08)
	(265.334,4868)	(0,2033)	(1,6920)			(-)	
-91.523,8582	365.624,46	-0,1801	10,7255	0,573	9,84	1,8321	(0,8;0,8)
	(236.579,6775)	(0,2080)	(2,4399)			(-)	
-367.574,8036	628.264,91	-0,1743	18,7642	0,5571	9,22	1,7649	(0,9;0,8)
	(286.867,7465)	(0,2130)	(4,6557)				

Nota: 1. Os números entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. - 2. Quando, nos valores de h, apare um traço (-), significa que o número encontrado foi um número complexo. - 3. A área e o preço estão defasados de um período. - 4. Todas as variáveis estão expressas na escala aritmética.

Quanto à soja, o quadro 9 mostra que os valores de (λ, ρ) seriam $\lambda = 0{,}1$ e $\rho = 0{,}8$. Todavia, quando se fizeram pesquisas adicionais com o valor de ρ não se encontrou um mínimo para a função de verossimilhança. O quadro 10 reporta algumas estimativas que mostram o coeficiente de X_{2t} significativo, enquanto que as estimativas de X_{3t} nem sempre são significativas.

No caso do trigo, os valores de $\lambda = 0{,}8$ e $\rho = 0{,}6$ minimizam a soma dos quadrados dos resíduos, como pode ser visto no quadro 11. O quadro seguinte, de número 12, contém algumas estimativas dos parâmetros da equação (15). Para a regressão que corresponde ao par $(\lambda, \rho) = (0{,}8;\ 0{,}6)$ o coeficiente de X_{2t} tem o sinal contrário ao esperado, porém bastante próximo de zero e com elevado desvio-padrão. Já o coeficiente de X_{3t} tem o sinal esperado e é significativo ao nível de 1%.

Como se mencionou anteriormente, quando $\rho = \lambda$ os parâmetros de expectativa e de ajustamento não são identificados. Portanto, o teste da hipótese nula Ho: $\rho = \lambda$, contra a hipótese alternativa H1: $\rho \neq \lambda$, reveste-se de especial importância. O quadro 13 contém os valores de qui-quadrado (X^2) para este teste, bem como para o teste de que Ho: $\rho = 0$, contra a alternativa H1: $\rho \neq 0$, que corresponde à Hipótese I do item 3. No caso do arroz, feijão, mandioca e milho, a hipótese nula de que é rejeitada ao nível de 5%. Quanto ao trigo, a hipótese $\rho = \lambda$ não é rejeitada ao nível de 5%, mas passa a ser ao nível de 10%. No que toca à soja, não foi possível efetuar o teste em virtude de não se ter encontrado um valor mínimo para a função de verossimilhança.

Quanto à hipótese nula de que $\rho = 0$, a hipótese não é rejeitada para todos os produtos em que foi possível efetuar o teste: arroz, feijão, milho e trigo. Donde se conclui que para estes produtos a Hipótese II do item 3 é adequada.

5. CONCLUSÃO

A principal conclusão a que se chegou neste trabalho é que, em geral, para alguns produtos agrícolas no Brasil, a evidência empírica não corrobora a hipótese

QUADRO 13. Valores de X^2 (1)

Produto	Hipótese nula	
	$\rho = \gamma$	$\rho = 0$
Arroz	5,3504	0,4173
Feijão	5,2128	1,4872
Mandioca	4,0038	-
Milho	7,1204	1,5684
Soja	-	-
Trigo	3,2744	1,0389

Nota: O valor de X2 (1) para o nível de 5% é 3,841.

de que os parâmetros de expectativa adaptada e de ajustamento parcial não são identificados no modelo de oferta de produtos agrícolas de Nerlove. A evidência empírica indica também que a Hipótese II do item 3 constitui-se em uma hipótese adequada para ser utilizada na especificação econométrica das equações desses produtos.

Vale ainda salientar que o modelo adotado na parte empírica é bastante simples e, possivelmente, variáveis relevantes podem ter sido deixadas de fora do modelo. Este fato pode estar associado aos valores elevados obtidos para as estimativas do parâmetro de expectativa adaptada. É bastante difícil acreditar-se, a priori, que os agricultores atribuam tanta importância ao passado remoto. Torna-se interessante, portanto, explorarem-se, em estudos futuros, especificações alternativas que incorporem na parte estocástica as hipóteses aqui sugeridas, ou, possivelmente, outras que o pesquisador julgue mais adequadas. Certamente, o emprego puro e simples de mínimos quadrados ordinários, que corresponde à Hipótese I, não é recomendável.

6. LITERATURA CITADA

1. ASKARI, H. e CUMMINGS, J. T. *Agricultural supply response: a survey of the econometric evidence.* New York, Praeger, 1976.
2. BARBOSA, F. de Holanda. Expectativa adaptada e ajustamento parcial: identificação e discriminação entre dois processos. *Revista Brasileira de Economia*, (32):399-417, 1978.
3. CAGAN, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: FRIEDMAN, M. editor, *Studies in the quantity theory of money*. Chicago, University of Chicago Press, 1956. p. 25-117.
4. NERLOVE, M. *The dynamics of supply: estimation of farmers response of price*. Baltimore, John Hopkins Press, 1958.
5. PASTORE, A.C. *A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil*. São Paulo, APEC, 1973.
6. WAIZBORT, E. "A oferta de produtos agrícolas no Brasil: expectativa adaptada e ajustamento parcial". Tese de Mestrado (inédita). Núcleo de Pós-Graduacão em Engenharia. Niterói, Universidade Federal Fluminense, 1979.