

## **A oferta agrícola brasileira: incentivos de preços e crédito de custeio**

**Fernando da Silva Santiago\***

Segundo a teoria econômica tradicional, a oferta de um produto depende de seu preço e dos preços dos fatores empregados no processo produtivo. Quando o crédito se constitui numa restrição ao produtor e limita a compra de todos os fatores, a oferta não responde ao estímulo de preços. Na hipótese de os recursos do crédito se destinarem à compra de alguns fatores, os preços e o crédito influenciam a produção agrícola.

Este trabalho procura investigar qual a hipótese que tem prevalecido na economia brasileira. A evidência empírica, para alguns produtos, no período de 1966 a 1983, aponta na direção de que a restrição de crédito tem sido operante e que, portanto, preços e crédito têm determinado a oferta agrícola no Brasil.

1. Introdução;
2. A oferta do produtor agrícola quando há restrição de crédito;
3. Especificação da equação de oferta;
4. Análise dos resultados econométricos;
5. Conclusão.

### **1. Introdução**

Segundo a lei da oferta, da teoria econômica, quanto maior o preço de venda de um produto, maior será a oferta, mantendo-se tudo mais constante.

É, portanto, de se esperar que, na produção agrícola, quanto mais elevados os preços que os agricultores conseguem na comercialização de suas safras, maiores serão os estímulos de produção.

Embora já existissem pesquisas como as de Nerlove (1958) que mostraram as respostas positivas da oferta agrícola aos preços, foram de suma importância os trabalhos sobre a agricultura brasileira de Brandt (1966) e principalmente Pastore (1983), por contestarem a tese estruturalista para os países subdesenvolvidos.

De acordo com esta corrente de pensamento, seria extremamente baixa a elasticidade da oferta agregada da produção agrícola, o que impediria uma resposta dos agricultores a uma súbita demanda do mercado

\* Economista do CEA/IBRE da Fundação Getúlio Vargas.

interno de tais produtos. A estrutura agrária prevalecente nesses países, baseada em latifúndios, explicaria a apatia do produtor rural aos estímulos de preços relativos.

As conseqüências naturais desta falta de receptividade aos estímulos econômicos seria a má alocação de recursos e a resistência à absorção de novas tecnologias. As decisões de "o quê" e "quanto" produzir estariam condicionadas às necessidades de subsistência de cada produtor e a decisão de "como produzir" seria fruto de mera repetição de conhecimentos tradicionais, sem inovações tecnológicas que levassem a ganhos de produtividade.

Segundo T.W. Schultz (1965), existe realmente uma agricultura tradicional de baixa produtividade. Para ele, os agricultores alocam eficientemente os fatores de produção no nível de tecnologia existente e as causas da estagnação da agricultura são econômicas e não estruturais. De acordo com os fatores de produção, os agricultores podem atingir a produção ótima. Assim, com fatores rudimentares, as produtividades são baixas, o que não ocorre com a utilização de fatores de produção mais modernos. Entretanto, estes fatores apresentam baixas taxas de retorno, pois seus preços são elevados e não existem incentivos à sua utilização. Há, neste caso, então, a necessidade de se produzirem fertilizantes, corretivos, equipamentos para irrigação, a preços mais baixos, além da melhoria de outros fatores, como sementes, novas variedades, etc., a fim de garantir o desenvolvimento da agricultura.

A constatação de que os insumos modernos têm preços elevados para os agricultores de baixa renda e que a falta de sua utilização inibe o desenvolvimento da agricultura levou o governo brasileiro a conceder créditos aos produtores rurais.

Das três modalidades de crédito (custeio, investimento e comercialização), destina-se o custeio à compra dos insumos referidos. Realizaram-se, no Brasil, várias pesquisas sobre a produtividade dos fatores de produção no setor agropecuário. Na maioria delas, a conclusão a que se chega é de que o crédito agrícola permitiria o maior uso de fatores, ou contribuiria para o aumento de suas produtividades. Estes trabalhos podem ser divididos sob dois enfoques. O primeiro considera o crédito um fator de produção que passa a ser utilizado como uma variável explicativa da função de produção. Esta abordagem parece inapropriada, uma vez que considera uma variável monetária como se fosse a quantidade de um insumo necessário à produção. O outro enfoque (a ser seguido aqui) tem o crédito como uma restrição financeira imposta ao agricultor pela instituição financiadora, uma vez que o produtor rural tomador do empréstimo se defronta com um limite de recursos financeiros concedidos pelos bancos. Nesta ótica, o crédito passa a ser uma variável explicativa da função de oferta agrícola. A teoria econômica tradicional, no entanto, se refere apenas ao preço

do produto e aos dos fatores de produção como as variáveis que determinam a oferta no ponto de maximização de lucro, não havendo menção a qualquer outra variável.

No item 2, serão apresentados três casos de maximização de lucro do empresário, em concorrência perfeita, que levam à dedução da função de oferta. Inicialmente, aborda-se a maximização como vista nos livros-textos. Em seguida, a função de oferta será deduzida da maximização de lucro condicionada à restrição de crédito, sendo este usado para a compra de todos os fatores de produção. Finalmente, a oferta advirá da maximização do lucro condicionada ao crédito, mas na hipótese de se comprar com estes recursos apenas parte dos fatores utilizados. No item 3, discute-se a especificação econométrica bem como descrevem-se as variáveis que são empregadas na investigação empírica. No item 4, analisam-se os resultados econométricos das equações da oferta do arroz no Paraná, feijão em Santa Catarina, milho no Paraná, soja em Santa Catarina, além de outras equações que consideram variável exógena a relação de preços entre os produtos considerados e os seus substitutos, como soja e milho em São Paulo, soja e milho no Paraná. No item 5, conclui-se que tanto preço como crédito influenciam a produção agrícola.

## 2. A oferta do produtor agrícola quando há restrição de crédito

As firmas do setor agrícola trabalham em mercados que, de modo geral, se assemelham ao de concorrência perfeita, sendo dados, para o produtor rural, os preços dos produtos e dos fatores de produção.

Da maximização do lucro da empresa competitiva deduz-se a função de oferta como se segue.

Supondo-se que seja produzido apenas um bem com o uso de dois fatores de produção, o lucro seria dado pela equação:<sup>1</sup>

$$\pi = R - c = p_q - r_1 x_1 - r_2 x_2$$

onde:

$\pi$  = lucro da empresa;

$R$  = receita da empresa =  $p_q$ ;

$c$  = custo de produção =  $r_1 x_1 + r_2 x_2$

$p$  = preço do produto;

$q$  = quantidade vendida (por hipótese igual à produzida);

$x_1$  = quantidade do primeiro fator;

$x_2$  = quantidade do segundo fator;

$r_1$  = preço do primeiro fator;

$r_2$  = preço do segundo fator;

<sup>1</sup>Ver Barbosa (1985, p. 313-26).

Como a quantidade produzida é obtida através da combinação dos fatores de acordo com a função de produção  $q = q(x_1, x_2)$ , o lucro pode ser expresso como:

$$\pi = p q(x_1, x_2) - r_1 x_1 - r_2 x_2$$

A condição de primeira ordem para a maximização do lucro requer que os coeficientes da equação diferencial do lucro que é:

$$d\pi = \left(p \frac{\partial q}{\partial x_1} - r_1\right) dx_1 + \left(p \frac{\partial q}{\partial x_2} - r_2\right) dx_2$$

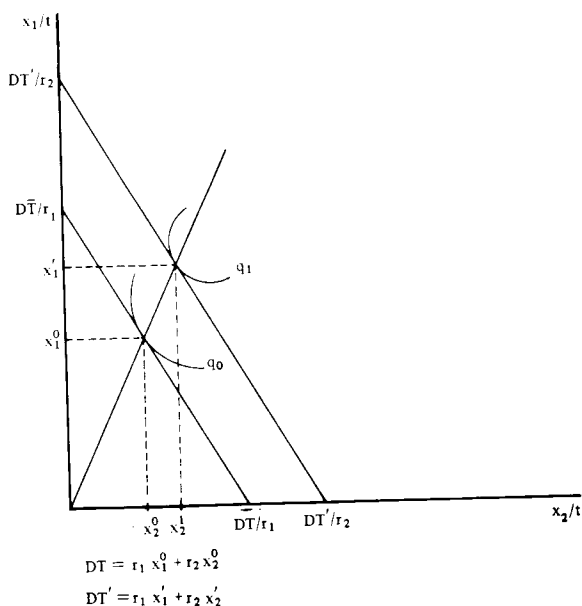
sejam nulos, o que fornece:

$$p \frac{\partial q}{\partial x_1} = r_1$$

$$p \frac{\partial q}{\partial x_2} = r_2$$

O ponto de equilíbrio do empresário maximizador de lucro pode ser visto na figura 1, onde a isocusto tangencia a isoquanta:

Figura 1



Diferenciando-se o sistema anterior, juntamente com a função de produção, chega-se à seguinte equação:<sup>2</sup>

$$dq = \frac{r_1}{H} \left( \frac{\partial^2 q}{\partial x_2^2} - \frac{r_2}{H} \frac{\partial^2 q}{\partial x_1 \partial x_2} \right) dr_1 + \left( \frac{r_2}{H} \frac{\partial^2 q}{\partial x_1^2} - \frac{r_1}{H} \frac{\partial^2 q}{\partial x_1 \partial x_2} \right) dr_2 -$$

$$\frac{1}{H} \left( r_2^2 \frac{\partial^2 q}{\partial x_2^2} - 2 r_1 r_2 \frac{\partial^2 q}{\partial x_1 \partial x_2} + r_1^2 \frac{\partial^2 q}{\partial x_1^2} \right) dp$$

Pode-se verificar que na posição de equilíbrio, a oferta do produto agrícola depende dos preços dos fatores e do preço do produto, ou de forma genérica:

$$q = f(r_1, r_2, p)$$

Se houver, por exemplo, um aumento de preço do produto e tudo mais permanecer constante, deverá ocorrer um aumento de produção, segundo a equação de oferta. Na figura 1, esta mudança estaria representada pelo deslocamento da curva  $q_0$  para  $q_1$  e o produtor rural poderia ter a mobilidade de dispor de mais recursos financeiros para a compra de mais insumos.

Passaremos agora a considerar o caso em que o produtor rural deseja maximizar o seu lucro mas está limitado pelo crédito que lhe é concedido.

Supondo-se uma firma que produz um determinado bem, utilizando alguns fatores de produção e sujeita à restrição de crédito, teríamos a seguinte função Lagrangeana:

$$L = p q(x_1 \dots x_n) - \sum_{i=1}^n r_i x_i + \lambda (\bar{c} - \sum_{i=1}^n r_i x_i)$$

onde:

$p$  = preço do produto agrícola;

$q$  = quantidade vendida (por hipótese igual à produzida);

$x_i$  = quantidade do fator de produção  $i$ ;

$r_i$  = preço de um fator de produção  $i$ ;

$\bar{c}$  = crédito institucional ( $c$ ) concedido ao produtor, sendo limitado.

<sup>2</sup> Para maiores detalhes de cálculo, ver Santiago (1986).

Da condição de primeira ordem de ótimo local para a função, teremos:

$$\frac{\partial L}{\partial x_i} = 0 \therefore p \frac{\partial q}{\partial x_i} - r_i - \lambda r_i = 0 \therefore p \frac{\partial q}{\partial x_i} = (1 + \lambda) r_i$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0 \therefore \bar{c} - \sum_{i=1}^n r_i x_i = 0$$

Diferenciando-se tal sistema, juntamente com a função de produção, chega-se à equação:

$$\begin{aligned} dq = & \frac{1}{\Delta_2} \left[ \frac{\partial q}{\partial x_1} (r_1 - p \frac{\partial^2 q}{\partial x_1^2} - r_2 - p \frac{\partial^2 q}{\partial x_1 \partial x_2}) + \frac{\partial q}{\partial x_2} (-r_1 - p \frac{\partial^2 q}{\partial x_2 \partial x_1} \right. \\ & \left. + r_2 - p \frac{\partial^2 q}{\partial x_1^2}) \right] d\bar{c} + \frac{1}{\Delta_2} \left\{ \frac{\partial q}{\partial x_1} \left[ -x_1 r_2 - p \frac{\partial^2 q}{\partial x_1 \partial x_2} + x_1 r_1 \right. \right. \\ & \left. \left. p \frac{\partial^2 q}{\partial x_2^2} - r_2^2 (1 + \lambda) \right] + \right. \\ & \left. \frac{\partial q}{\partial x_2} \left[ r_1 r_2 (1 + \lambda) - r_1 p \frac{\partial^2 q}{\partial x_2 \partial x_1} x_1 + r_2 p \frac{\partial^2 q}{\partial x_1^2} x_1 \right] \right\} dr_1 + \\ & \frac{1}{\Delta_2} \left\{ \frac{\partial q}{\partial x_1} \left[ -x_2 r_2 - p \frac{\partial^2 q}{\partial x_1 \partial x_2} + r_1 r_2 (1 + \lambda) + r_1 x_2 p \frac{\partial^2 q}{\partial x_2^2} \right] \right. \\ & \left. + \frac{\partial q}{\partial x_2} \left[ -r_1 p \frac{\partial^2 q}{\partial x_2 \partial x_1} x_2 - r_1^2 (1 + \lambda) + r_2 p \frac{\partial^2 q}{\partial x_1^2} x_2 \right] \right\} dr_2 \end{aligned}$$

Conclui-se que a oferta passa a ser função dos preços dos fatores e do crédito, não sendo influenciada pelo preço do produto:

$$q = f(r_1, r_2, \bar{c})$$

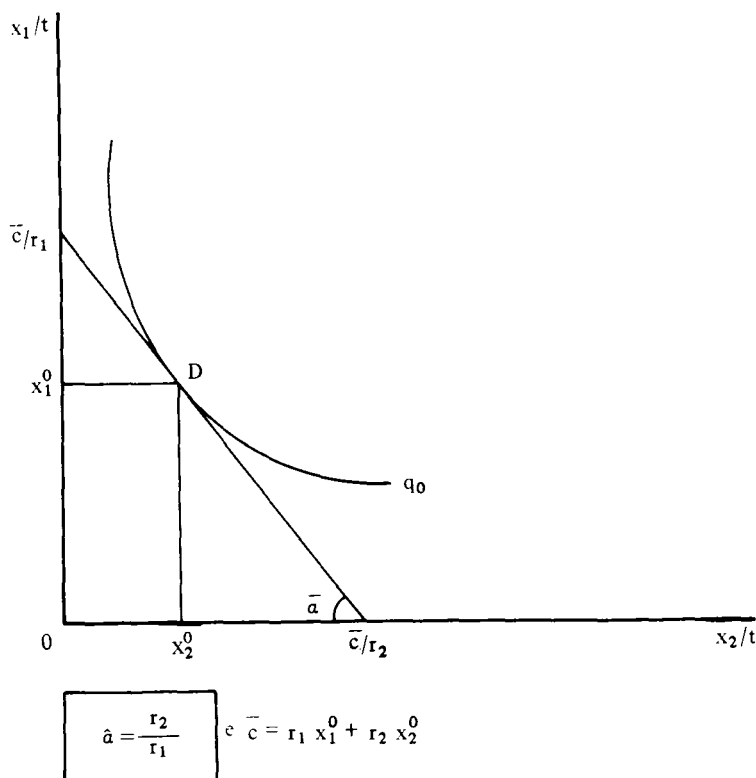
Podem-se visualizar, em termos gráficos, os efeitos da restrição de crédito, dados por  $\lambda$  nas condições de equilíbrio da firma agrícola.

A figura 2 retrata o caso da produção de um bem com o uso de dois fatores em que estes são comprados com crédito e a linha de isocusto reflete o limite imposto pelo crédito recebido pelo produtor, já que este é o montante destinado aos gastos totais de produção. No ponto  $D$ , a firma está maximizando o lucro e a inclinação da isocusto igual a da isoquanta é dada pela relação:

$$\frac{\partial q/\partial x_2}{\partial q/\partial x_1} = \frac{(1+\lambda) r_2}{(1+\lambda) r_1} = \frac{r_2}{r_1}$$

Esta inclinação é a mesma da situação em que não há nenhuma restrição  $\left(\frac{r_2}{r_1}\right)$ .

Figura 2



O limite imposto externamente pelos bancos faz com que as quantidades dos fatores adquiridos tenham que ser contidas, impedindo que se alcancem isoquantas mais altas. Porém, com recursos financeiros, mesmo limitados, o produtor rural comprará fatores em quantidades que levem à maximização do lucro (minimização do custo).

Se o preço do produto final aumentar, o agricultor não produzirá maiores quantidades (não passará para isoquantas mais altas), uma vez que não dispõe de recursos próprios para a aquisição de mais fatores de produção. Apenas concessões maiores de crédito (ou reduções dos preços dos insumos) permitir-lhe-ão alcançar uma produção mais elevada; ou seja, o preço do produto não influenciará a quantidade produzida.

Vamos supor, agora, o que parece mais realista, que existem fatores comprados com o referido crédito e outros que não são adquiridos com tais recursos. Se considerarmos apenas dois fatores para a produção de um bem, teremos a seguinte função Lagrangeana:

$$L = pq(x_1, x_2) - r_1 x_1 - r_2 x_2 + \lambda [\bar{c} - r_1 x_1]$$

onde:

$p$  = preço do produto agrícola;

$q$  = quantidade vendida (por hipótese igual à produzida);

$x_1$  = quantidade do fator de produção comprado com crédito;

$x_2$  = quantidade do fator de produção não-comprado com crédito;

$r_1$  = preço do fator comprado com crédito;

$r_2$  = preço do fator não-comprado com crédito;

$\bar{c}$  = crédito institucional ( $c$ ), concedido ao produtor, sendo limitado.

Da condição de ótimo local para a função, teremos:

$$\frac{\partial L}{\partial x_1} = p \frac{\partial q}{\partial x_1} - r_1 - \lambda r_1 = 0 \quad \therefore \quad p \frac{\partial q}{\partial x_1} = (1+\lambda) r_1$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_2} = p \frac{\partial q}{\partial x_2} - r_2 = 0 \quad \therefore \quad \frac{\partial q}{\partial x_2} = \frac{r_2}{p}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0 \quad \therefore \quad \bar{c} - r_1 x_1 = 0$$



Diferenciando-se tal sistema, juntamente com a função de produção, chega-se à equação:

$$dq = \left( \frac{\partial q}{\partial x_1} \frac{1}{r_1} + \frac{1}{\Delta_2} \frac{\partial^2 q}{\partial x_2 \partial x_1} r_1 \right) d\bar{c} - \left( \frac{\partial q}{\partial x_1} \frac{x_1}{r_1} + \right. \\ \left. \frac{1}{\Delta_2} \frac{\partial q}{\partial x_2} p + \frac{\partial^2 q}{\partial x_2 \partial x_1} r_1 x_1 \right) dr_1 - \left( \frac{1}{\Delta_2} \frac{\partial q}{\partial x_2} r_1^2 \right) dr_2 + \\ \left[ \frac{1}{\Delta_2} \left( \frac{\partial q}{\partial x_2} \right)^2 r_1^2 \right] dp$$

A oferta do produto seria, então, função dos preços dos fatores, do preço do produto (que não havia no modelo anterior) e do crédito:

$$q = f(r_1, r_2, p, c)$$

Para observarmos, em termos gráficos, a segunda situação, em que  $x_1$  é comprado com crédito, mas não  $x_2$ , vamos supor inicialmente que não haja restrição de crédito. Nesta hipótese o equilíbrio dar-se-ia no ponto *E* na figura 3, onde a isoquanta  $q_0$  tangencia a isocusto de inclinação  $\frac{r_2}{r_1}$  como afirma a teoria

$$\frac{\partial q / \partial x_2}{\partial q / \partial x_1} = \frac{r_2}{r_1}$$

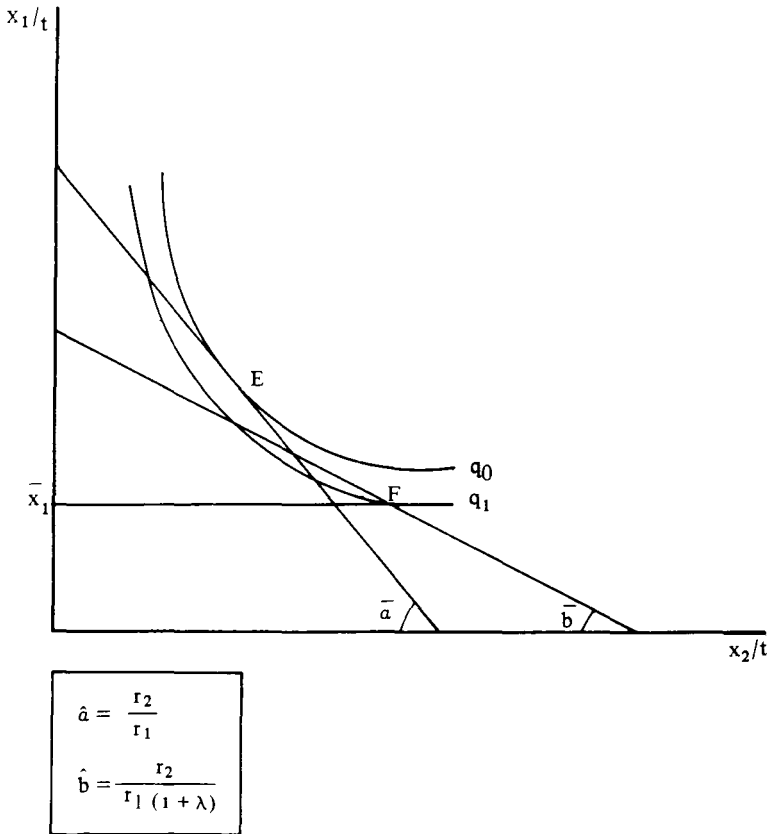
Se, no entanto, o produtor tiver que ficar restrito à disponibilidade de crédito para a compra de fator  $x_1$  de tal forma que o máximo que possa obter com os empréstimos seja  $\bar{x}_1$ , sua linha de isocusto será menos inclinada (estamos supondo que  $\lambda$  é usualmente positivo), ou seja:

$$\frac{\partial q / \partial x_2}{\partial q / \partial x_1} = \frac{r_2}{r_1 (1+\lambda)}$$

e

$$\frac{r_2}{r_1 (1+\lambda)} < \frac{r_2}{r_1}$$

Figura 3



Como o produtor poderá usar no máximo  $\bar{x}_1$  do fator  $x_1$ , seu ponto de equilíbrio se dará em  $F$ , para que possa usar a maior quantidade possível de  $x_2$  e obter o máximo de produção e lucro. Entretanto, a isoquanta atingida  $q_1$  ainda é inferior a  $q_0$ , o que prova que a combinação de fatores não é eficiente para a maximização de lucros, que ocorreria num ponto de ótimo econômico, quando não há restrições de crédito.

A esta conclusão (segunda situação), Vasconcellos (1977) também já havia chegado, embora partindo de hipóteses ligeiramente diferentes.

A influência do preço do produto, que agora aparece na função de oferta, pode ser percebida na figura 3 através da variável  $\lambda$ , que por sua vez depende do preço, dentre outras variáveis — pode-se provar que  $\lambda = h(p, r_1, r_2, \bar{c})$ ; ver Santiago (1986).

Como já se viu, o crédito pode ser considerado numa função de oferta de produtos agrícolas, além do preço do produto e dos fatores

envolvidos na produção. De forma genérica tal função pode ser representada da seguinte forma:

$$q = f(p, r, c)$$

Deflacionando-se cada uma das variáveis exógenas por um índice que reflita os preços dos insumos, estar-se-á, na realidade, dividindo o lado direito da equação por  $r$ , obtendo-se:

$$q = f\left(\frac{p}{r}, \frac{r}{r}, \frac{c}{r}\right)$$

ou

$$q = g\left(\frac{p}{r}, \frac{c}{r}\right)$$

### 3. Especificação da equação de oferta

A equação de oferta, deduzida anteriormente, relaciona a quantidade produzida com o preço e o crédito, reais.

Com base neste argumento, foi possível estimar através do método de mínimos quadrados, funções de oferta de alguns produtos agrícolas tendo como variáveis endógenas as quantidades colhidas por estado da Federação e como variáveis exógenas os preços e os créditos de custeio (por produto e por estado). A variável *dummy* também foi empregada diversas vezes para captar os efeitos de fenômenos climáticos adversos à lavoura e a quantidade defasada foi introduzida, em alguns casos, como variável explicativa da regressão.

Foram testadas basicamente duas equações, tendo a primeira utilizado as variáveis na escala aritmética, como se segue:

$$q_t = c + \beta_0 P_{t-1} + \beta_1 Cr_{t-1} + \epsilon_t$$

e a segunda na escala logarítmica:

$$\log q_t = c + \beta_0 \log P_{t-1} + \beta_1 \log Cr_{t-1} + \epsilon_t$$

onde:

$q_t$  = quantidade colhida de um produto, num determinado estado, no ano  $t$ ;

$c$  = constante;

$P_{t-1}$  = preço do produto em questão, no estado considerado, defasado de um ano;  
 $Cr_{t-1}$  = crédito de custeio destinado ao produto em questão, no estado considerado, defasado de um ano;  
 $\varepsilon_t$  = erro aleatório.

Na escolha dos produtos, optou-se pelas culturas temporárias, pois, neste caso, podem-se visualizar melhor os estímulos que o produtor recebe de preço e crédito, do que nas culturas permanentes, pois a resposta da produção dar-se-ia mais rapidamente.

A série de observações tem início em 1966 e termina em 1983.

Até 1972, os dados de produção foram fornecidos pelo Ministério da Agricultura (1976) e, a partir de 1973, pela Fundação IBGE (1982, 1983).

Os preços dos produtos agrícolas utilizados constam do acompanhamento feito pelo Centro de Estudos Agrícolas (CEA) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) desde 1966 e publicados anualmente em *Preços recebidos pelos agricultores*.

Dentre as três modalidades de crédito (custeio, investimento e comercialização), o de custeio foi o escolhido, de um lado, por ser o mais diretamente ligado ao plantio e, de outro, por ser a modalidade que existe para todas as culturas. O crédito de custeio visa à compra de insumos necessários ao processo produtivo. Foram utilizados os preços defasados de um ano com base na premissa de expectativa adaptada estudada por Nerlove (1958). O crédito de custeio foi tomado também defasado de um ano, pois o maior impacto dar-se-á sobre a produção do ano seguinte.

Para essas informações de crédito, foram utilizadas duas fontes. A primeira, Banco Central do Brasil (1969-1982), forneceu os dados sobre recursos financeiros concedidos pelo Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) desde 1969. A segunda, a Divisão de Análise e Divulgação Estatística do Departamento de Estatística do Banco do Brasil S.A., informou sobre os empréstimos deste banco a partir de 1966. Ambas foram testadas separadamente (nas equações, a primeira é a variável  $CR(1)$  e a segunda  $BR(1)$ , que representam o crédito defasado).

As variáveis monetárias foram deflacionadas por um índice de preços dos produtos usados unicamente pelo agricultor. Este índice foi criado aqui, a partir de informações de preços dos insumos da agricultura que constam da elaboração, pelo CEA, do índice de preços pagos pelo setor agropecuário (que envolve também as despesas com a pecuária), acrescentando-se os salários dos trabalhadores eventuais e permanentes, que constam de um índice de salários na agricultura, também elaborado pelo Centro.

Juntando-se os preços dos insumos da lavoura com os dos salários rurais, utilizando-se os percentuais desses gastos do agricultor dentro de sua despesa geral — através dos dados do IBGE (1983) — para que servisse de ponderação na média das duas categorias de insumos, chegou-se ao referido índice de preços pagos pelos agricultores na compra dos seus insumos.

Como o CEA faz os acompanhamentos de tais preços em oito estados da Federação, estes foram os observados também no presente estudo. São eles: Ceará, Pernambuco, Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Foram estimadas também algumas regressões em que a quantidade produzida não dependeria mais do preço do próprio produto, mas sim da relação entre esse preço e o preço do seu substituto, a que se chama de “preço relativo”, além do crédito de custeio. Parte-se do pressuposto de que, para o produtor rural, muitas vezes a decisão de plantio está condicionada mais ao preço do produto diante do produto alternativo do que à relação entre o preço do produto em questão e o custo de produção.

Nestas regressões, a variável preço significa o resultado da divisão do preço do produto pelo do seu substituto. Quanto maior esta relação, maior deverá ser a quantidade produzida.

Dos 13 produtos estudados nos oito estados, através das quatro equações — as equações (1) e (2) têm suas variáveis nas escalas aritméticas e logarítmicas, respectivamente, com dados do SNCR e as equações (3) e (4), também nas duas escalas e dados de crédito do Banco do Brasil — foram selecionadas para esta apresentação as regressões com os melhores ajustamentos, correspondentes a três importantes produtos de consumo interno: arroz, feijão e milho. Como exemplo dos produtos de exportação, escolheu-se a soja. Apenas um estado (o de melhor ajustamento) aparecerá por produto.

Nas equações a serem apresentadas, as letras *a*, *b*, *c*, *d*, *e*, juntas aos coeficientes, revelam que estes são significantes a 10%, 5%, 2,5%, 1%, e 0,5%, respectivamente. A letra *Q(1)* representa a variável quantidade defasada e (*h*) a estatística de Durbin, utilizada para se verificar a existência de autocorrelação, quando se empregam como regressores variáveis dependentes defasadas, como é o caso da variável *Q(1)*. Nestas situações, o teste de Durbin-Watson (DW) é tendencioso. Embora deva ser empregada apenas em grandes amostras, a estatística Durbin é usada aqui na esperança de que se constitua numa aproximação razoável para pequenas amostras. Quando o valor de *h* não puder ser encontrado (raiz quadrada de número negativo), aparecerá um traço no local correspondente na tabela. A variável *dummy* será representada pela letra *D*, o coeficiente de determinação por  $R^2$  e o desvio-padrão da regressão por *S*.

Os números entre parênteses abaixo dos coeficientes são os valores  $t$  de Student.

#### 4. Análise dos resultados econométricos

##### 4.1 Arroz

Para o estado do Paraná, duas regressões apresentaram bons ajustamentos. Os  $R^2$  foram de 78% e 81% e os DW mostraram a ausência de autocorrelação. Os coeficientes do preço foram significantes a 10% e os do crédito a 5% e 2,5% e a quantidade defasada a 5%. As duas variáveis mostraram ter influência na produção.

Quadro 1  
Função de oferta de arroz no Paraná

Constante	$P(1)$	$CR(1)$	$Q(1)$	$R^2$	$DW_h$	$S$
(1) - 0,10E9 (0,68)	0,31E7 <sup>a</sup> (1,48)	0,04 <sup>c</sup> (2,31)	0,57 <sup>b</sup> (1,83)	0,78	1,76 —	0,15
(2) - 1,15 (- 0,22)	0,42 <sup>a</sup> (1,53)	0,30 <sup>b</sup> (1,97)	0,64 <sup>b</sup> (2,05)	0,81	1,79 —	0,13

##### 4.2 Feijão

Nas equações de Santa Catarina, os coeficientes de determinação são de 60% e 75% e os DW mostram a ausência de autocorrelação nas quatro regressões. O coeficiente do preço é significativo na equação (2) a 10% e os coeficientes do crédito são sempre significantes a 0,5%.

Quadro 2  
Função de oferta de feijão em Santa Catarina

Constante	Coeficientes			$R^2$	DW	$S$
	$P(1)$	$CR(1)$	$BR(1)$			
(2) 13,02 <sup>e</sup> (11,9)	0,26 <sup>a</sup> (1,71)	0,21 <sup>c</sup> (5,28)	—	0,75	2,76	0,21
(4) 14,9 <sup>e</sup> (15,8)	0,18 (1,08)	—	0,14 <sup>c</sup> (3,95)	0,60	1,81	0,24

##### 4.3 Milho

Os coeficientes de determinação das duas equações selecionadas no Paraná, alcançaram 73% e 71%. O DW só garantiu ausência de autocorrelação (2,5%) na equação (2). Na equação (1), o valor crítico localizou-se na

região onde o teste é indeciso. Nas duas equações, ambas as variáveis foram significantes, a 10% e 5% no caso dos preços e a 0,5%, os coeficientes do crédito, mostrando a influência de ambas as variáveis.

Quadro 3  
Função de oferta de milho no Paraná

Coeficientes			R <sup>2</sup>	DW	S
Constante	P(1)	CR(1)			
(1) 0,75E9 (0,61)	0,85E8 <sup>a</sup> (1,68)	0,08 <sup>e</sup> (5,48)	0,73	1,66	0,53
(2) 10,91 (4,75)	0,50 <sup>b</sup> (1,79)	0,41 <sup>e</sup> (5,22)	0,71	1,72	0,14

#### 4.4 Soja

Os coeficientes de determinação das duas equações de Santa Catarina foram altos (96% e 99%). O DW da equação (3), por estar situado na região de indecisão do teste, não garante a inexistência de autocorrelação; mas, pelo teste de Durbin, tal inexistência fica garantida. Na equação (4), tanto DW como o *h* permitem afirmar que não houve correlação serial no erro. Em ambas as regressões as variáveis relevantes na determinação da produção foram o preço (coeficientes significantes a 2,5% e 10%), a variável *dummy* e a quantidade defasada, estas duas com coeficientes significantes a 0,5% em ambas as equações. A *dummy* foi utilizada devido a estiagem e chuvas fortes no ano de 1978 e a seca de 1979, que afetaram as produções.

Quadro 4  
Função de oferta de soja em Santa Catarina

Coeficientes					R <sup>2</sup>	DW h	S
Constante	P(1)	BR(1)	D	Q(1)			
(3) - 0,67E9 (- 1,32)	0,12E8 <sup>c</sup> (2,21)	0,06 (1,2)	- 0,2E10 <sup>e</sup> (- 3,95)	0,87 <sup>e</sup> (6,31)	0,96	1,66 (0,85)	0,47
(4) 1,20 (0,91)	0,27 <sup>a</sup> (1,40)	0,15 (1,09)	- 0,57 <sup>e</sup> (- 3,35)	0,73 <sup>e</sup> (4,13)	0,99	1,78 (0,68)	0,16

Para as equações dos preços relativos, selecionamos as correspondentes à soja quando se considera o milho produto alternativo. Apenas São Paulo e Paraná foram objeto das observações.

#### 4.5 Soja/milho – São Paulo

Fixou-se em nível alto o coeficiente de determinação da regressão (98%). A estatística DW na equação (4) indicou a inexistência de correlação serial no erro, o que também foi confirmado pela estatística *h*. O coeficiente do preço relativo não foi significativo, mas o do crédito alcançou a significância de 0,5% e os da quantidade defasada, a de 0,5%.

Quadro 5  
Função de oferta de soja em São Paulo (preços relativos)

Coeficientes				R <sup>2</sup>	DW h	S
Constante	P(1)	BR(1)	Q(1)			
(4) -1,27 (-1,12)	0,22 (0,84)	0,50 <sup>e</sup> (3,12)	0,49 <sup>e</sup> ( 3,46)	0,98	1,78 (0,58)	0,16

#### 4.6 Soja/milho – Paraná

Foram muito bons os resultados das duas equações escolhidas. Os R<sup>2</sup> em ambas regressões fixaram-se em 94% e tanto a estatística DW como a *h* revelaram a inexistência de autocorrelação. Os coeficientes do preço apresentaram significância de 5% e os do crédito de 10%. Tanto na variável *dummy* como na quantidade defasada, os graus de significância foram de 5% na equação (2) e 2,5% na (4). A *dummy* foi utilizada devido as influências da estiagem em 1978 e das chuvas e da seca em 1979, sobre a produção.

Quadro 6  
Função de oferta de soja no Paraná (preços relativos)

Coeficientes						R <sup>2</sup>	DW h	S
Constante	P(1)	CR(1)	BR(1)	D	Q(1)			
(2) 5,65 (3,41)	0,82 <sup>b</sup> (1,86)	0,22 <sup>a</sup> (1,40)	-	- 0,64 <sup>b</sup> (- 2,17)	0,46 <sup>b</sup> (1,96)	0,94	2,10 (- 0,34)	0,53
(4) 5,16 <sup>e</sup> (3,67)	0,9 <sup>b</sup> (2,10)	-	0,22 <sup>a</sup> (1,59)	- 0,68 <sup>c</sup> (- 2,38)	0,47 <sup>c</sup> (2,42)	0,94	2,11 (- 0,48)	0,24

### 5. Conclusão

Pode-se concluir que tanto o preço quanto o crédito influenciam o produtor rural na sua intenção de plantio. Há casos de certa alternância de influências, ou seja, quando o preço tem seu coeficiente significativo, o crédito não o tem e vice-versa. A explicação para este fato está no que foi



visto anteriormente: quando o crédito passa a ser a fonte de recursos mais importante na compra dos insumos, passa a ser a variável relevante na decisão de plantio.

É incontestável a importância do crédito para o agricultor. Esses recursos financeiros, por suprirem a falta de capital de giro, principalmente do pequeno agricultor que carece de recursos próprios, passam a ser fundamentais para o plantio, pois mesmo que o preço do produto seja considerado remunerador pelo produtor, ele não se beneficiará desse preço se não produzir e não tiver o que vender.

A grande frequência com que aparece a quantidade defasada, como variável importante na produção, mostra quanto o agricultor é lento na sua resposta aos estímulos de preço e crédito. É de se supor que a adoção de tecnologias mais desenvolvidas, estimuladas por variáveis econômicas, resultará em maiores níveis de produção somente dentro de algum tempo relativamente longo, ficando a produção, num prazo mais curto, altamente correlacionada com a produção anterior.

## **Abstract**

Economic theory postulates that supply of a commodity is a function of its price and of the prices of inputs utilized in production. When credit is a constraint to producers, supply does not respond to price stimuli. Under the hypothesis that credit is utilized in the acquisition of some factors, both prices and credit influence agricultural production.

This paper is an investigation of the relative importance of these two factors. The empirical evidence, for some commodities, in the period 1966-83, indicates that credit restrictions have been operating in Brazil; consequently prices and credit determine agricultural supply.

## **Referências bibliográficas**

- Anuário estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro, IBGE, 1973-1983.
- Araújo, P.F.C. Aspectos da utilização e eficiência de crédito e de alguns fatores de produção: Itapetininga e Juaref, estado de São Paulo. Tese de doutorado. Piracicaba, Esalq, 1969.
- Barbosa, Fernando de H. *Microeconomia; teoria, modelos econométricos e aplicações à economia brasileira*. Rio de Janeiro, Ipea, 1985. 534p.
- Barros, G.S. de C. *Análise econômica de fatores relacionados ao uso do crédito rural no município de Piracicaba, estado de São Paulo, 1969/70*. Piracicaba, Esalq, 1973. 111p.
- Brandão, A.S.P. & Magalhães, U. de. *Crédito rural; problemas econômicos e sugestões de mudanças*. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1982. 68f.
- Brandt, S.A. Estimativa de oferta de produtos agrícolas no estado de

- São Paulo. In: *Anais da IV Reunião da Sociedade Brasileira de Economistas Rurais*. São Paulo, 1966.p. 323-53.
- . Pesquisas de mercados e preços agrícolas no Brasil. *Revista de Economia Rural*, São Paulo, 5(5):97-120, jun. 1974.
- . et alii. Elasticidade de oferta agropecuária agregada na região sul do país. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 15(1):305-17, 1977.
- . et alii. Funções de oferta agrícola, variações estacionais e regionais. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, 15(1/2):1-10, jan./fev. 1968.
- Brasil. Ministério da Agricultura. Subsecretaria de Planejamento e Orçamento. *Série Estatísticas Agropecuárias, 1947-73*, Brasília, 1976. 8v.
- Crédito rural — dados estatísticos*. Brasília, Banco Central do Brasil, 1969-1982.
- Griliches, Z. Distributed lags: a survey. *Econometrica*, Chicago, 35(1): 16-46, Jan. 1967.
- Henderson, J.M. & Quandt, R. E. *Teoria microeconômica; uma abordagem matemática*. São Paulo, Pioneira, 1976. 417p.
- Knight, P. T. *Brazilian agricultural technology and trade; a study of five commodities*. New York, Praeger, 1971.
- Konzen, O. G. Influência econômica do projeto-piloto de crédito rural sobre empresas agrícolas de Ibirubá, Rio Grande do Sul — Brasil. Dissertação de mestrado. Porto Alegre, Iepe, 1969.
- Lessa, C. A. Estudo da estrutura do capital agrícola do cerrado mineiro para sua dinamização através do crédito agrícola 1968/1969. Dissertação de mestrado. Viçosa, Ureng, 1969.
- Levantamento sistemático da produção agrícola*. Rio de Janeiro, IBGE, diversos anos.
- Mata, M. da. *Crédito rural; caracterização do sistema e estimativas dos subsídios implícitos*. Rio de Janeiro, Ipea, 1981. 49p. (Texto para discussão interna.)
- Melo, F. H. Instabilidade da renda e estabilização de preços agrícolas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 13(3):829-62, dez. 1983.
- Monteiro, M. J. C. Modelos de oferta agrícola. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 29(2):16-49.
- Moreno, F. O crédito rural e os fatores que afetam e limitam o seu uso. *Informativo Estatístico de Minas Gerais*, Belo Horizonte, 78:4-55, nov. 1971.
- Munhoz, D. G. *Economia agrícola; agricultura — uma defesa dos subsídios*. Petrópolis, Vozes, 1982. 107p.
- Nehman, G. I. Small farmer credit use in a depressed community of São Paulo, Brazil. Ph.D thesis. Columbus, The Ohio State University, 1973. 121p.
- Nelson, W. C. An economic analysis of fertilizer utilization in Brazil. Ph.D thesis. Columbus, The Ohio State University, 1971.

- Nerlove, M. *The dynamics of supply; estimation of farmers response to price*. Baltimore, Johns Hopkins, 1958. 86p.
- Nóbrega, M.F. da. *Desafios da política agrícola*. São Paulo, Gazeta Mercantil, 1985. 181p.
- Pastore, A.C. *A resposta da produção agrícola aos preços do Brasil*. São Paulo, Apec, 1983. 170p.
- Pinheiro, F.A. *Análise econométrica da alocação de recursos na produção bovina do município de Botucatu, ano agrícola 1969/70*. Piracicaba, Esalq, 1971. 143p.
- Pinto, L.C.G. *Notas sobre a política de crédito rural*. Campinas, Unicamp, 1981. 135f. (Texto para discussão.)
- Poli, J.B.E.H. *Descrição e análise das rendas em relação ao uso de empréstimos em pequenas propriedades rurais*, Lajeado, Rio Grande do Sul. Dissertação de mestrado. Porto Alegre, UFRS, 1967, 132p.
- Preços recebidos pelos agricultores*. Rio de Janeiro, FGV/IBRE/CEA, 1966-1983.
- Produção agrícola municipal*. Rio de Janeiro, IBGE, 1975-1982.
- Quesada, G.M. *Credit in rural Brazil; a comparison between farmer holdings loans from Acar, banks, private sources, and those who are non-credit holdings*. Michigan, Michigan State University, 1968.
- Ribeiro, D. *Crédito rural no Brasil; avaliação e alternativas*. São Paulo, Unidas, 1979. 146p.
- Rao, B.P. *The economics of agricultural credit use in Southern Brazil*. Ph.D thesis Columbus, The Ohio State University. 1970. 161p.
- Rask, N. *Analysis of capital formation and utilization in less developed countries*. Columbus, The Ohio State University, 1969.
- Santiago, F.S. *A influência do preço e do crédito de custeio na produção agrícola brasileira*. Dissertação de mestrado. Rio de Janeiro, FGV/EPGE, 1986. 188f.
- Sarmiento, O. & Campello, F. *Estabilização de preços agrícolas como política de redução de riscos: um comentário*. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 37 (3): 349-60, jul./set. 1983.
- Schuh, G.E. *O desenvolvimento da agricultura no Brasil*. Rio de Janeiro, Apec, 1971. 360p.
- Schultz, T.W. *Transforming traditional agriculture*. New Haven, Yale University Press, 1965.
- Silva, Z.P. *Uso e eficiência do crédito rural e dos fatores de produção – Jardinópolis e Guafrá, estado de São Paulo, ano agrícola 1971/72*. Dissertação de mestrado. Piracicaba, Esalq, 1973. 140p.
- Soares, J.B. *O capital rural e a estrutura do capital das empresas agrícolas nos municípios de Montes Claros e Almenara, Minas Gerais, 1965/1966*. Dissertação de mestrado. Viçosa, Ureng, 1968.
- Tommy, J.L. *Credit use and capital formation on small to medium sized*

farm in Southern Brazil – 1965-1969. Columbus, The Ohio State University, 1971. 93p. Dissertação de mestrado.

Vasconcellos, M.A.S. de. A influência de restrições de crédito na organização da produção agrícola. Dissertação de mestrado. São Paulo, USF, 1977. 66f.

Vergueiro, F. *O subsídio na agricultura nacional*. São Paulo, Câmara de Estudos e Debates Econômicos e Sociais, s.d. 13f.

Wright, C.L. Análise econômica da adubação em culturas anuais na região de Ribeirão Preto, ano agrícola 1971/72. Dissertação de mestrado. Piracicaba, Esalq, 1973.

Zellner, A. & Geisel, M.S. Analysis of distributed lag model with applications to consumption function estimation. *Econometrica*, Chicago, 38(6): 865-87, Nov. 1970.

## Anexo 1

### Índice de preços pagos – lavoura

Estado	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Ceará	42,33	64,91	72,33	83,61	100,00	128,97	152,20	195,66	330,00
Pernambuco	48,82	66,87	71,85	98,04	100,00	118,10	119,20	160,77	368,21
Minas Gerais	44,02	54,10	69,49	78,59	100,00	116,90	146,44	190,53	311,43
Espírito Santo	42,32	52,36	68,78	87,06	100,00	122,41	145,13	182,37	304,32
São Paulo	45,09	49,15	66,53	81,30	100,00	123,02	150,77	187,54	335,69
Santa Catarina	48,06	59,27	71,60	87,02	100,00	114,12	138,34	168,92	315,97
Paraná	51,62	62,74	68,29	84,33	100,00	124,97	149,72	197,04	342,87
Rio Grande do Sul	50,25	59,93	71,22	86,71	100,00	114,26	150,31	183,62	292,07
Média	46,96	55,66	68,72	83,62	100,00	120,39	147,58	186,91	324,68

### Índice de preços pagos – lavoura

Estado	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
Ceará	444,50	854,10	973,58	1.234,52	2.094,17	4.481,35	9.527,98	16.976,59	37.147,07
Pernambuco	463,89	556,55	770,87	1.095,05	1.805,10	3.730,98	10.012,63	17.957,78	39.740,91
Minas Gerais	414,48	449,30	797,76	1.086,06	1.724,71	3.545,71	7.247,56	13.228,59	35.035,18
Espírito Santo	445,12	648,71	974,19	1.319,99	1.728,34	4.478,79	9.146,34	16.964,90	40.839,58
São Paulo	507,13	586,81	869,51	1.220,73	1.859,35	4.240,29	8.703,12	15.888,28	36.919,61
Santa Catarina	435,68	565,67	729,31	954,02	1.473,46	3.384,62	6.938,25	24.868,48	30.695,24
Paraná	470,66	587,42	821,08	1.076,83	1.563,44	3.794,71	7.944,82	14.426,10	32.708,86
Rio Grande do Sul	419,33	552,63	782,17	1.013,48	1.514,03	3.604,27	7.930,94	14.613,86	35.302,56
Média	460,88	561,88	826,73	1.121,59	1.712,36	3.886,83	8.208,88	15.461,32	35.642,46