

ANÁLISE ECONÔMICA DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA SOB CONDIÇÕES DE RISCO NUMA COMUNIDADE AMAZÔNICA¹

ANTÔNIO CORDEIRO DE SANTANA²

RESUMO - Este estudo analisa o processo de alocação de recursos sob condições de risco em pequenas unidades produtivas pertencentes a comunidades rurais tecnicamente assistidas. Utiliza-se uma especificação estocástica mais geral, proposta por Just & Pope, da função de produção. Os resultados sugerem que os recursos mão-de-obra contratada e insumos estão sendo combinados de modo irracional e que o incremento no uso destes recursos, respectivamente, tende a aumentar (diminuir) a variabilidade da renda agrícola bruta. Conclui-se que erros graves cometidos na formulação de políticas podem ser evitados, caso a influência seja corretamente analisada.

Termos para indexação: pequenas propriedades, mão-de-obra, insumos, função de produção, Estado do Pará.

ECONOMIC ANALYSIS OF FARM PRODUCTION UNDER RISK CONDITIONS IN AN AMAZON COMMUNITY

ABSTRACT - This paper analyzes the allocation of resources under risk conditions on small farms belong to rural communities assisted by extension services. A more general stochastic specification of production function proposed by Just & Pope is used. The results suggest that hired labor and inputs are irrationally combined. An increase in the use of these resources tends to increase (reduce), respectively, the variability of farm income, and that serious mistakes in policy formulation can be avoided if risk conditions are taking into account and properly analyzed.

Index terms: small farms, rural labor, inputs, production function, State of Pará, Brazil.

INTRODUÇÃO

A pequena agricultura desenvolvida no Município de Igarapé-Açu, Estado do Pará, ainda hoje apresenta características típicas de um processo de exploração de recursos naturais (Costa et al. 1975). Apóia-se na produtividade natural da terra e na utilização da mão-de-obra familiar para obter, por meio de técnicas rudimentares e itinerantes de cultivo, a produção de alimentos básicos para suprimento da família, pouco restando para a comercialização (Santana, 1988; Santana & Khan, 1990).

Com base histórica na colonização oficial e na experiência de migrantes nordestinos, a produção de alimentos em Igarapé-Açu, por fugir, em parte, da aptidão natural do solo da Amazônia, vem dando lugar aos cultivos da

¹ Recebido em 8/10/91.

Aceito para publicação em 20/7/92.

² Eng.-Agr.; M.Sc.; Prof. Assistente da Faculdade de Ciências Agrárias do Pará e Doutorando em Economia Rural pela UFV. Departamento de Econômica Rural, UFV, 36570-000 Viçosa, MG.

pimenta-de-reino, cacau e, ultimamente, maracujá e dendê, ficando a produção de mandioca, feijão, milho e arroz basicamente a cargo dos produtores tradicionais (Santana, 1988). Ao passo dessa mudança estrutural no sistema de produção, algumas imperfeições na condição de planos de desenvolvimento para a Amazônia, tais como restrições na ordem do mercado, escassez de crédito, inadequada assistência técnica, instabilidade na distribuição da posse e uso da terra, tornaram cada vez mais complexo o processo decisório dos agricultores.

A tomada de decisão é, ainda, largamente fundamentada no comportamento tradicional ditado por famílias ou normas locais. Por este motivo, a compreensão da racionalidade econômica das pequenas unidades produtivas, num contexto de incertezas, tem fundamental importância para a formulação de políticas e estratégias de assistência técnica e desenvolvimento atinentes ao setor agrícola.

Este estudo objetiva analisar a alocação de recursos sob condições de risco nas unidades produtivas do Município de Igarapé-Açu e, ao mesmo tempo, contribuir para o aperfeiçoamento dos processos de decisão e de formulação de políticas.

METODOLOGIA

Área de Estudo e Dados Utilizados

O estudo desenvolveu-se no Município de Igarapé-Açu, localizado na região nordeste paraense, e abrange todas as oito comunidades rurais incluídas na programação da Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural (EMATER). Não foi possível a obtenção do número total de agricultores das comunidades rurais estudadas, em virtude da falta de cadastro ou de qualquer outro tipo de controle por parte da EMATER e em razão de o cadastro do INCRA, para tais comunidades (ou regiões de colônias), estar desatualizado. Portanto, a amostra foi conduzida de forma intencional (Santana, 1990). Assim, procurou-se representar, de forma adequada, as atividades produtivas desenvolvidas nas pequenas unidades de produção. Para tanto, utilizaram-se duas fontes de informações para obtenção de dados dos agricultores: (a) entrevistas realizadas com cinco produtores selecionados (líderes de comunidades), para obtenção de dados sobre as condições gerais da agricultura local, das técnicas utilizadas, dos instrumentos de política agrícola e dos processos decisórios. Essas entrevistas foram conduzidas com o afã de orientar a amostra das unidades produtoras a serem entrevistadas e de obter maior representatividade da agricultura praticada nas comunidades rurais

em pauta; e (b) levantamentos longitudinais com amostra de 35 unidades produtivas, obtendo-se de quatro a cinco questionários, por comunidade, em média. Dessas informações, obteve-se amplo conjunto de dados que apóiam a análise dos resultados da pesquisa.

Modelo Teórico

Cada vez mais, a incorporação do risco em análises sobre a agricultura se faz necessária. O risco é afetado não apenas pelo preço e por outros fenômenos relacionados ao mercado, mas também pelas inovações tecnológicas e pelas políticas governamentais relacionadas ao emprego de insumos (Just & Pope, 1979). Contudo, as principais fontes de risco para os agricultores são os preços do produto e a produção (Nikiphoroff, 1987). O risco na produção cresce em razão de alguns fatores fugirem ao controle do produtor, no momento da decisão, tais como os fatores climáticos, que interagem com fatores controláveis (uso de insumos e de mão-de-obra). Na decisão, pressupõe-se que os fatores controláveis (X_1, \dots, X_n) são conhecidos com certeza e os incontroláveis (X_{n+1}, \dots, X_m) são descritos por meio de uma distribuição probabilística multivariada. Assim, pode-se pressupor que, ao tomar uma decisão, o agricultor encara o produto (Y) como uma variável aleatória condicionalmente distribuída em relação aos insumos.

Just & Pope (1979) mostraram que a especificação econométrica usual da função de produção, com termo de erro multiplicativo, apresenta muitas restrições no que tange a risco, quando este é medido como a variância do produto:

$$Y = A \prod_{i=1}^n \alpha_i X_i e^u \quad (1)$$

onde Y é o produto; X_i é um fator de produção i ($X_i > 0$); e u é o erro aleatório, com $E(u) = 0$ e $V(u) > 0$.

O efeito marginal do uso do fator sobre a variabilidade do produto é dado por;

$$V(Y) = A^2 \prod_{i=1}^n \alpha_i^2 X_i^2 V(e^u), e$$

$$\frac{\delta V(Y)}{\delta X_i} = \frac{2\alpha_i A^2}{X_i} \prod_{i=1}^n \alpha_i X_i V(e^u) > 0 \quad (2)$$

pressupondo-se que $\alpha_1 > 0$. Assim, o efeito marginal de incremento no uso do fator sempre leva a incremento na variabilidade do produto, quando $\alpha_1 > 0$, e α_1 é positivo na medida em que a produtividade marginal é positiva.

Pragmaticamente, as implicações inerentes ao uso da formulação usual (1) são as seguintes:

Considere-se a avaliação de políticas que limitem o uso de insumos tais como fertilizantes, defensivos, sementes melhoradas ou mão-de-obra contratada. Usando-se (1), redução no uso de insumos deste tipo pode implicar, por meio de (2), em redução na variabilidade do produto. Na realidade, redução no uso dos insumos pode levar a maior (em vez de menor) variabilidade na produção. Sob aversão ao risco, a correta perda de utilidade associada com alto risco (baixo nível de uso dos insumos) pode ser maior que quando o efeito do risco é incorretamente estimado como redução na variabilidade, como indicado por (1). Similarmente, se expansão, por exemplo, na área irrigada reduz o risco, os benefícios estimados podem ser maiores que quando a redução no risco é ignorada ou quando é incorretamente estimada com incremento no risco, conforme sugerem (1) e (2). Conclusões como estas podem, então, ser obtidas da avaliação de políticas que afetam o uso dos insumos que incrementam o risco, em função da falta de flexibilidade em (1).

O efeito marginal do uso dos insumos, sobre a variabilidade na produtividade marginal, é dado por:

$$\frac{\delta Y}{\Delta X_i} = \alpha_i \frac{Y}{X_i},$$

$$V\left(\frac{\delta Y}{\delta X_i}\right) = \frac{\alpha_i^2}{X_i^2} V(Y),$$

$$\frac{\delta V(\delta Y/\delta X_i)}{\delta X_i} = -(1 - \alpha_i) \frac{2\alpha_i^2 A^2}{X_i^3} \sum_{i=1}^n \frac{2\alpha_i}{X_i} V(e^u) < 0,$$

pressupondo-se que $\alpha_i < 1$ ou, de modo equivalente, que $E(Y)$ seja côncava em relação a X_i . Assim, o efeito marginal do incremento no uso dos insumos é sempre o de reduzir a variabilidade do produto marginal, a menos que a

produção esperada não seja côncava em X. Torna-se evidente, portanto, que as estimativas baseadas na especificação clássica são inadequadas, em termos de medição dos efeitos dos insumos sobre a variabilidade do produto. Para atender a esse caso geral, Just & Pope (1979) especificam uma função de produção incluindo duas funções gerais: (a) uma que especifica os efeitos de insumos sobre a média do produto; e (b) outra que especifica os efeitos de insumos sobre a variância do produto. Essa função pode ser representada por meio de:

$$Y = f(X) + h(X)u, E(u) = 0; V(u) = \sigma \quad (3)$$

Assim, $E(Y) = F(X)$ e $V(Y) = h^2(X) \sigma$, de tal modo que os efeitos sobre a média e a variância do produto podem ser independentes (Just & Pope, 1978). O processo de estimação obedece aos seguintes estádios. No estádio I reescreve-se (3) de modo a incluir os parâmetros de $F(\cdot)$ e $h(\cdot)$:

$$Y = f(X_i; \alpha) + v_i, E(v_i) = 0; E(v_i v_j) = 0 \text{ para } i \neq j \quad (4)$$

onde $V_i = h(X_i; \beta)u_i; E(u_i) = 0; E(u_i u_j) = 0$ para $i \neq j$.

Assim, pode-se considerar (4) como uma regressão não-linear heterocedástica de Y sobre X. O método de mínimos quadrados não-lineares (MQNL) aplicado a (4) pode gerar estimativas assintoticamente consistentes ou coerentes de α (Maddala, 1989).

No estádio II usam-se os resíduos obtidos do estádio I, $\ln[v_i]$, regredidos sobre $\ln h(X_i; \beta)$, de modo a gerar estimativas assintoticamente consistentes ou coerentes de β , por meio da aplicação de mínimos quadrados ordinários (MQO).

A forma funcional para representar as condições mencionadas anteriormente é uma função transcendental:

$$Y = F(X) = \alpha_0 \prod_{i=1}^n X_i^{\alpha_i} \exp. \left(\sum_{j=1}^m \alpha_j X_j \right) \quad (5)$$

As propriedades mais importantes dessa forma funcional, que é uma combinação das funções Cobb-Douglas e exponencial, são delineadas do seguinte modo:

As produtividades marginais são diferentes nos dois componentes da

função (Beattie & Taylor, 1985). Diferenciando-se (5) em relação ao insumo X_i ($i = 1, \dots, n$), na parte Cobb-Douglas, obtém-se:

$$\frac{\delta Y}{\delta X_i} = \alpha_i \frac{Y}{X_i} \quad (6)$$

O produto marginal associado a X_j ($j = 1, \dots, m$), na parte exponencial, é dado por:

$$\frac{\delta Y}{\delta X_j} = \alpha_j \alpha_0 \prod_{i=1}^n X_i^{\alpha_i} \exp. \left(\sum_{j=1}^m \alpha_j X_j \right) = \alpha_j Y \quad (7)$$

As elasticidades de produção, definidas como resultado de (6) e (7), são derivadas do seguinte modo:

$$\eta_{YX_i} = \frac{\delta Y}{\delta X_i} \cdot \frac{X_i}{Y} = \alpha_i, e \quad (8)$$

$$\eta_{YX_j} = \frac{\delta Y}{\delta X_j} \cdot \frac{X_j}{Y} = \alpha_j X_j, e \quad (9)$$

O grau de homogeneidade (E) da função é dado, de acordo com Ferguson (1975), por meio de:

$$E = \sum_i \alpha_i + \sum_i \alpha_j X_j \quad (10)$$

A função não segue, a priori, retornos constantes à escala. Dado insumo, incluído na parte Cobb-Douglas, pode exibir produtividade marginal decrescente, caso a elasticidade de produção situe-se na amplitude de zero à unidade:

$$\frac{\delta^2 Y}{\delta X_i^2} = \alpha_i (\alpha_i - 1) \frac{Y}{X_i^2} \quad (11)$$

que é negativo quando ($0 < \alpha_i < 1$). Porém, isto não ocorre quando a inclusão do insumo dá-se na parte exponencial da função:

$$\frac{\delta^2 Y}{\delta X_j^2} = \alpha_j \alpha_0 \prod_{i=1}^n X_i^{\alpha_i} \exp. \left(\sum_{j=1}^m \alpha_j X_j \right) = \alpha_j^2 Y \quad (12)$$

No presente estudo, os fatores de produção incluídos na parte Cobb-Douglas são trabalho familiar, terra e capital, e os incorporados na parte exponencial são trabalho contratado, adubos e defensivos. Econometricamente, o modelo é especificado do seguinte modo:

$$V_t = \alpha_0 X_{1t}^{\alpha_1} X_{2t}^{\alpha_2} X_{3t}^{\alpha_3} \exp. (\alpha_4 X_{4t} + \alpha_5 X_{5t}) + V_t \quad (13)$$

$$\ln[V_t] = \ln\beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \beta_4 \ln X_{4t} + \beta_5 \ln X_{5t} + u_t \quad (14)$$

onde Y_t = valor bruto da produção agrícola, expresso em cruzados novos de dezembro de 1989; X_{1t} = terra efetivamente cultivada, expressa em hectares; X_{2t} = mão-de-obra familiar, expressa em dias-homem; X_{3t} = valor dos equipamentos, expresso em cruzados novos de dezembro 1989; X_{4t} = valor dos insumos utilizados na produção, adubos e defensivos, expresso em cruzados novos de dezembro de 1989; X_{5t} = valor da mão-de-obra contratada, expresso em cruzados novos de dezembro de 1989; v_t e u_t = erros aleatórios.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos com a estimativa da função de produção transcendental são apresentados na Tabela 1. A significância dos parâmetros específicos das variáveis envolvidas na regressão é testada com base na distribuição t de Student. Todos os coeficientes são significantes, ao nível 0,01 de probabilidade. A estatística F de Snedecor, da ordem de 147,08, significativa

TABELA 1. Estimativas da função de produção, elasticidades de produção e valores das produtividades marginais e médias para pequenas unidades de produção, Igarapé-Açu, Pará, 1989, N = 35.

Variável	Coefficiente (Y_t)	Elasticidade de produção	VPM _G X	VPM _E X
Intercepto	0,003 (0,347)	---	---	---
Terra (X_1)	0,501* (21,820)	0,501	1.097,20	2.190,02
MO Familiar (X_2)	0,502* (13,344)	0,502	14,02	29,78
Equipamentos (X_3)	0,141* (13,698)	0,141	0,99	7,02
Insumos (X_4)	-0,001* (18,205)	-0,301	-9,15	29,37
MO Contratada (X_5)	-0,006* (13,886)	-0,073	-54,93	748,51
R ²	0,865	E = 0,770		
Estatística F _(5,29 g.l.)	147,08*			

* Indica significância ao nível de 0,01 de probabilidade. Valores entre parênteses são estatísticas t de Student.

ao nível 0,01 de probabilidade, juntamente com o coeficiente de determinação ajustado para graus de liberdade ($R^2 = 0,865$), indicam que o modelo sugerido é adequado ao fenômeno estudado. Os coeficientes estimados, referentes às variáveis incluídas na parte Cobb-Douglas (terra, mão-de-obra familiar e equipamentos), podem ser interpretados diretamente como elasticidades de produção. Indica-se, assim, que incremento de 1% no uso da terra tende a resultar em aumento da ordem de 0,5% no valor da produção total e vice-versa. Interpretação similar pode ser sugerida para os outros parâmetros, referentes a mão-de-obra e equipamentos. Por outro lado, na parte exponencial da função de produção, os parâmetros não podem ser diretamente interpretados como elasticidade de produção. Eles são, então, avaliados com base no nível médio de utilização dos fatores, na amostra estudada. As elasticidades negativas resultam da incapacidade administrativa dos produto-

res, na combinação de recursos, nas atividades principais, assim como no planejamento dessas atividades ao longo do ano agrícola. Na amostra analisada, 77% dos produtores têm nas culturas do arroz, feijão, milho e mandioca sua principal fonte de renda, as quais contribuem com cerca de 70% da renda total. Por sua vez, dada a prática do consórcio e a dependência das condições climáticas, essas atividades são desenvolvidas na mesma época do ano, e isto esgota a capacidade operacional das famílias, levando-as a contratar mão-de-obra e a combinar inadequadamente os fatores de produção disponíveis e adquiridos em decorrência de gestão administrativa inadequada.

A soma das elasticidades de produção indica a magnitude dos retornos à escala. As elasticidades parciais de produção somam 0,77, indicando que incremento simultâneo de 1% no uso de todos os fatores de produção tende a aumentar a produção total em 0,77%, aproximadamente. Isto é, indica-se que os produtores operam com retornos decrescentes à escala.

A Tabela 1 também apresenta os valores dos produtores marginais e médios, associados a cada fator. Estes resultados mostram que somente os fatores de produção compreendidos na parte Cobb-Douglas da função de produção estão sendo utilizados na área racional, ao passo que os demais estão sendo empregados no estágio irracional (Estádio III).

Analisa-se em seguida a relação existente entre tomada de decisão quanto a uso de fatores de produção e risco. Os resíduos obtidos da função de produção analisada anteriormente representam a produção sob condição de risco, associado à hipótese de que representam os efeitos das variáveis omitidas na análise (assistência técnica, educação e políticas governamentais).

O valor dos insumos utilizados, assim como a mão-de-obra contratada, pode exercer efeitos positivos ou negativos sobre a variância do valor da produção, uma vez que dependem da assistência técnica, da infra-estrutura disponível e da habilidade dos produtores na combinação de fatores e na condução geral dos cultivos. Este argumento também aplica-se aos outros fatores (terra, mão-de-obra familiar e equipamentos). Portanto, todos eles são admitidos como capazes de aumentar o nível de produção. Contudo, o efeito de cada um, isoladamente, pode aumentar ou diminuir a variância da produção.

Os coeficientes estimados da função-risco, $\ln [\hat{V}_i] = \ln h(X_i; \beta)$, são apresentados na Tabela 2. Como a função estimada é linear nos parâmetros, os coeficientes podem ser interpretados como elasticidades-risco. Indica-se, assim, que incremento de 1% no uso da mão-de-obra familiar tende a resultar

em decréscimo da ordem de 0,30 na variância da distribuição do valor da produção. Interpretação similar pode ser aplicada para os demais parâmetros estimados.

TABELA 2. Estimativas de efeitos dos insumos e mão-de-obra na distribuição do produto em pequenas unidades de produção, Igarapé-Açu, 1989, N = 35.

Variável	Coefficiente ln[V]	Estatística "t" de Student
Intercepto	7,558**	3,046
Terra (ln X _{1t})	0,369	0,915
MO familiar (ln X _{2t})	-0,298*	2,005
Equipamentos (ln X _{3t})	0,083	0,843
Insumos (ln X _{4t})	-0,142**	3,052
Mo contratada (ln X _{5t})	0,774**	2,554
R ² ajustado	0,381	
Estatística F _(5,29 g.l.)	5,058**	

(*) e (**) indicam significância aos níveis de 0,05 e 0,01 de probabilidade.

Os coeficientes associados aos fatores terra e equipamentos são estatisticamente não significantes e, portanto, indicam que estes fatores não exercem qualquer influência, positiva ou negativa, sobre a variabilidade do produto.

Verifica-se, também, que a mão-de-obra familiar e os outros insumos têm efeitos decrescentes sobre a variância do produto e que seus respectivos coeficientes são significantes, pelo menos ao nível 0,05 de probabilidade. Isto talvez se deva ao melhor aproveitamento e utilização da mão-de-obra feminina e de crianças (bem como do uso de insumos) em culturas comerciais, como maracujá e algodão, e nas culturas perenes, como murici, pimenta-do-reino, urucu, abacate, cupuaçu e laranja. Estas atividades já contribuem com mais de 70% do valor bruto da produção total de 23% dos produtores e com cerca de 30% do valor da produção dos demais produtores (Santana, 1990). Além disso, nota-se que estes produtores aproveitam melhor as orientações dos extensionistas. Por outro lado, o efeito positivo da mão-de-obra contratada sobre a variância da produção deve-se à contratação da mão-de-obra pelos agricultores mais pobres, nos períodos de pico das atividades desenvol-

vidas. todavia, enquanto os produtores mais prósperos contratam 6% da mão-de-obra total, os mais pobres contratam 5,2%. Isto ocorre em razão de maior participação das culturas de subsistência, como arroz, feijão, mandioca e milho, em suas explorações, bem como da falta de habilidade para racionalizar o emprego da mão-de-obra familiar ao longo do ano, principalmente aquele segmento da força de trabalho composto de mulheres e crianças.

CONCLUSÕES

Os resultados deste estudo podem ser considerados mais sugestivos do que conclusivos. Porém, muitos destes resultados podem levar a inferências importantes para formulação de políticas para esses produtores.

O conhecimento do risco envolvido na atividade pode evitar decisões que levem a inadequadas ou ineficientes combinações de atividades e de fatores. Este conhecimento pode, inclusive, retardar a adoção de novas tecnologias. Nesse sentido, os resultados sugerem que programas que busquem adequar a tomada de decisão dos agricultores devem considerar com cautela o emprego da mão-de-obra contratada no processo de produção, dado que ele tende a tornar a atividade produtiva mais arriscada. Por outro lado, dever-se-iam maximizar esforços que, ao serem implementados, conduzam a melhor utilização da mão-de-obra familiar.

REFERÊNCIAS

- BEATTIE, B.R. & TAYLOR, C.R. **The economics of production**. New York: John Wiley & sons, 1985. 258p.
- COSTA, A.A.M. et al. **Colonização dirigida na Amazônia**. Belém: NAEA/FIPAN, 1975. 132p.
- FERGUSON, C.E. **The neoclassical theory of production and distribution**. New York: Cambridge University Press, 1975. 383p.
- JUST, R.E. & POPE, R. Stochastic representation of production functions and econometric implications. **Journal of Econometrics**, v.7, p.67-86, 1978.
- JUST, R.E. & POPE, R. Production function estimation and related risk considerations. **American Journal of Agricultural Economics**, v.61, n.2, p.276-84, 1979.
- MADDALA, G.S. **Econometrics**. Singapore: McGraw-Hill, 1988. 516p.
- NIKIPHOROFF, B. **Economic analysis of Paraguayan farms under uncertainty**. Davis: University of California, 1987. 37p. (Miemo.).
- SANTANA, A.C. de. Crescimento e estrutura da produção agrícola na Amazônica. **Boletim da FCAP**, n.17, p.57-78, 1988.

SANTANA, A.C. de. **Diagnóstico sócio-econômico da pequena agricultura de Igarapé-Açu.** Belém: FCAP, 1990. 60p. (Relatório de Pesquisa-Extensão).

SANTANA, A.C. de. & KHAN, A.S. Análise sócio-econômica de pequenas unidades de produção em Santa Isabel do Pará. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.28, n.2, p.255-74, 1990.