

# PRODUÇÃO E RENDA NO ASSENTAMENTO SANTA TEREZA, MUNICÍPIO DE PORANGATU, GOIÁS<sup>1</sup>

Renato Pinto da Silva Junior<sup>2</sup> e José Ferreira de Noronha<sup>2</sup>

## ABSTRACT

PRODUCTION AND INCOME IN THE SANTA TEREZA SETTLEMENT, PORANGATU MUNICIPALITY, GOIÁS STATE, BRAZIL

This research aimed to study the economic performance of the family farming at Santa Tereza settlement, Porangatu, North of Goiás. Data were collected interviewing 45 families, in the 2001/2002 growing season. Factor analysis and a multiple regression model were used to explain the business profitability. The Santa Tereza settlement presents low rainfall, scarce water sources and a small market for their products. Farmers received government investment and operating capital, but did not receive technical assistance or human capital training. Their main activities are dairy, swine, poultry, rice and corn production. The small amount of working capital induces the adoption of labor intensive technology and small production scale (47.9% of the area is cultivated), and, as a consequence, 77.5% of the family labor is not used. This explains the low productivity levels and the high risk of the annual crops, although, all agricultural activities presented positive gross margin amounting to R\$ 2,188.00 per year. Dairy was the only activity which presented positive net income. Retirement income represents 65% of the family income. Factor and regression analyses showed that technical efficiency, use of land resources, and family labor are directly related to better economic results, while annual crops and hired labor have negative effect on farm profitability.

KEY WORDS: land reform settlement, production and income, factor analysis.

## INTRODUÇÃO

A importância da agricultura familiar tem fomentado o debate crescente nos últimos anos sobre o seu papel no desenvolvimento brasileiro, principalmente no que diz respeito ao desenvolvimento sustentável, a geração de emprego e renda, a segurança alimentar e o desenvolvimento local. O aumento do número de agricultores assentados pela

## RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi estudar o desempenho econômico da agricultura familiar no assentamento Santa Teresa, em Porangatu, ao Norte de Goiás. Os dados foram obtidos por entrevista direta de uma amostra com 45 assentados, no ano agrícola 2001/2002. Análises fatorial e de regressão múltipla foram utilizadas para explicar a rentabilidade dos negócios. A região apresenta baixa precipitação pluviométrica, poucos recursos hídricos e um pequeno mercado para os produtos do assentamento. Os produtores receberam financiamentos do governo para investimentos e custeio agrícola, mas não, capacitação e assistência técnica. As principais atividades desenvolvidas são a pecuária leiteira, a suinocultura, a avicultura e a produção de arroz e milho. A pequena quantidade de capital para custeio agrícola induz à adoção de tecnologia intensiva em mão-de-obra e pequena escala de produção (47,9% da área é cultivada) e, como consequência, 77,5% da mão-de-obra não é utilizada. Isso explica o baixo nível de produtividade e o alto risco das culturas anuais, embora todas as atividades agrícolas apresentem margem bruta positiva de R\$ 2.188,00 por ano. A pecuária de leite foi a única atividade que apresentou renda líquida positiva. E a renda oriunda da aposentadoria representa 65% da renda familiar. As análises fatorial e de regressão indicaram que a eficiência técnica, o uso dos recursos terra e mão-de-obra familiar estão diretamente relacionados à melhor rentabilidade econômica da parcela, enquanto a área com lavouras anuais e o uso da mão-de-obra contratada estão inversamente relacionados com esta rentabilidade.

PALAVRAS-CHAVE: assentamentos de reforma agrária, produção e renda, análise fatorial.

reforma agrária e a criação do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) refletem e alimentam este debate na sociedade. (Guanziroli 2000).

É amplamente reconhecido que a agricultura familiar, além de ser economicamente viável, tem a vantagem, comparativamente às grandes propriedades rurais, de apresentar maior produtividade da terra e assegurar a preservação ambiental. Mesmo

1. Parte da tese de doutorado do primeiro autor, apresentada à Universidade Federal de Goiás (PPGA/UFG).

Trabalho recebido em mar./2004 e aceito para publicação em set./2005 (registro nº 584).

2. Escola de Agronomia e Engenharia de Alimentos, UFG. Caixa Postal 131, CEP 74001-970 Goiânia, GO. E-mail: rpinto@agro.ufg.br

não sendo esta uma opinião unânime, sua importância mereceu o reconhecimento do governo brasileiro por meio do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), responsável pela agricultura familiar.

Os dados dos dois últimos censos agropecuários, entretanto, mostram que no Brasil houve um declínio de 19,3% do pessoal ocupado e redução de 6,6% no número de estabelecimentos agropecuários com menos de cem hectares. No Centro-Oeste, houve um declínio de 27,43% das unidades de produção desse mesmo extrato (IBGE 1985, IBGE 1996). Por outro lado, refletindo a importância atribuída a esse segmento, foram assentadas 584.655 famílias em quase 20 milhões de hectares, criados 4.275 assentamentos e realizado um investimento global de R\$ 13,2 bilhões, no período de 1995 a 2001 (MDA.Incra 2001). Essas informações sugerem a existência de um paradoxo nas políticas públicas para esse segmento de produtores, pelo menos do ponto de vista econômico: se por um lado é reconhecida a importância da agricultura familiar, por outro o seu enfraquecimento continua.

No Brasil, há uma grande dificuldade estrutural de emprego e renda nos setores de serviços, comércio e indústrias, sobretudo para pessoas com baixa qualificação. Este fato tem sido utilizado como argumento para reforçar a importância da agricultura familiar como alternativa de emprego. Os esforços para sua consolidação, entretanto, podem ser prejudicados se a viabilidade econômica do segmento não se confirmar.

Em outro estudo do Projeto de Cooperação Técnica Incra/FAO, é referendada essa preocupação: "com a ampliação do número de projetos de assentamentos (PA's), a viabilização destes passa a ser a principal prioridade para o êxito da reforma agrária e para a concretização de seus objetivos" (Bittencourt *et al.* 1999).

A busca por informações sobre a viabilidade econômica da agricultura familiar pode se tornar mais complexa à medida que se tem a compreensão da sua diversidade decorrente de seus sistemas de produção nas diferentes regiões do país, do quadro natural e o entorno econômico em que se situam as propriedades, entre outros. Neste sentido, o Projeto de Cooperação Técnica Incra/FAO, entre 1996 e 1999, confirma a necessidade de aprofundar o conhecimento das realidades específicas que caracterizam a geografia agrária brasileira e de incorporar, de forma efetiva e ágil, tais conhecimentos ao processo de planejamento das políticas públicas para o meio rural (Guanziroli 2000).

Vários estudiosos da agricultura familiar têm mostrado diferenças na rentabilidade econômica da produção familiar entre assentamentos com sistemas de produção familiar sujeitos a condições regionais diferentes (BNDES 1990, Guanziroli 1994, Schmidt *et al.* 1998, Coutinho *et al.* 2002, Sá *et al.* 2000, Souza 1997, Bazin 1994, Conto 1997, Zaffaroni *et al.* 1997, Barros & Mayorga 2000, Shiki 1997). No entanto, há a necessidade de se identificar variáveis que podem estar associadas a uma maior rentabilidade econômica das atividades produtivas, em um mesmo assentamento, porque os assentados estão sujeitos às mesmas condições edafoclimáticas, compram e vendem nos mesmos mercados e recebem o mesmo tipo de recursos financeiros e institucionais para desenvolverem as suas atividades.

A hipótese deste trabalho é a de que variáveis tais como a escala de produção, a disponibilidade, a intensidade de uso e a produtividade dos recursos produtivos (eficiência técnica), o tamanho das explorações agrícolas e pecuárias, a inserção no mercado e a disponibilidade de recursos financeiros podem explicar variações na rentabilidade econômica das atividades dos produtores desse tipo de assentamento. Caso as evidências empíricas corroborem esta hipótese, será possível estabelecer formas de intervenção que possibilitem a melhoria da renda familiar desses assentados.

## MATERIAL E MÉTODOS

A pesquisa foi desenvolvida por meio de um estudo de caso, no assentamento Santa Tereza, localizado no município de Porangatu, Microrregião Porangatu, ao norte do Estado de Goiás. Este assentamento tem uma área de 3.676,8 hectares com 81 famílias, assentadas. A desapropriação da área ocorreu através de Decreto Federal, em 24 de março de 1995, e a imissão de posse em 14 de fevereiro de 1996. A distância do assentamento até a cidade de Porangatu é de 60 km.

A escolha do assentamento baseou-se nos seguintes aspectos: a) disponibilidade de informações sobre a região, junto a Superintendência Regional do Incra em Goiás e com os técnicos do Projeto Lumiar (projeto do Governo Federal/Incra, destinado aos serviços de assistência técnica e capacitação às famílias assentadas em projetos de reforma agrária); b) tratar-se de ambiente conhecido dos autores (o primeiro deles trabalhou durante dois anos supervisionando as equipes do Projeto Lumiar na

região); c) tratar-se de um assentamento, segundo os agentes consultados, que representa bem os projetos de assentamentos da região; d) assentados que estão estabelecidos pelo menos cinco anos e que tenham recebido financiamentos para investimento e custeio agrícola no ano agrícola de 1997/1998. Isso facilita sobremaneira as análises de rentabilidade das atividades produtivas de maior duração, como a pecuária.

A população considerada na pesquisa compõe-se de 81 famílias assentadas, isto é 81 parcelas, constantes de listagem fornecida pelo Incra. A estimativa do tamanho da amostra foi determinada de acordo com Cochran (1965), através da fórmula de "n" com dados contínuos e usando-se a renda bruta de assentados em Goiás (Sá *et al.* 2000), como variável básica para se calcular a média e desvio padrão. Obteve-se, assim, uma amostra aleatória de 45 assentados (55,7% da população), que foram entrevistados em julho de 2002, sobre as suas atividades no ano agrícola 2001/2002. Apenas dois questionários foram descartados por apresentarem informações pouco confiáveis ou incompletas.

Utilizou-se a técnica multivariada da análise fatorial para definir os principais fatores relacionados à rentabilidade econômica. Estes fatores foram, então, tratados como novas variáveis numa análise de regressão múltipla. O principal objetivo da análise fatorial é reduzir o número original de variáveis explicativas a um número menor de variáveis independentes (fatores), em função das quais o conjunto total de variáveis pode ser compreendido, facilitando a descrição do fenômeno de interesse, em termos lógicos (Castanheira 1976, Carvalho 1982). Após construir a matriz de correlações entre as variáveis originais, são calculados os seus autovalores, que representam o quanto da variância observada na amostra pode ser atribuída a cada fator, definindo-se quantos e quais fatores serão extraídos. Geralmente são escolhidos aqueles fatores cujos autovalores são maiores que a unidade, pois explicam mais que a variância de uma das variáveis originais.

Hoffmann (1999) apresenta o modelo de análise fatorial considerando que cada uma das n variáveis é uma combinação linear de m (com  $m < n$ ) fatores comuns e de um fator específico (*unique factor*). Assim, considerando-se a i-ésima variável, o modelo é descrito por:

$$X_{ij} = a_{i1} f_{1j} + a_{i2} f_{2j} + \dots + a_{im} f_{mj} + u_i y_{ij}$$

$$X_{ij} = \sum_{p=1}^m a_{ip} f_{pj} + u_i y_{ij}$$

em que:

$f_{pj}$ : é o valor do p-ésimo fator comum para a j-ésima observação;

$y_{ij}$ : é o valor do i-ésimo fator específico para a j-ésima observação; e

$a_{ip}$  e  $u_i$ : são os coeficientes, e  $p = 1, 2, \dots, m$ ;  $j = 1, 2, \dots, n$ .

As pressuposições implícitas são as de que neste modelo de análise os fatores específicos ( $y_i$ ) são ortogonais entre si e que cada um deles é ortogonal com todos os fatores comuns ( $f_p$ ). As variáveis originais usadas para explicar as diferenças entre as rentabilidades econômicas das propriedades dos assentados são listadas na Tabela 1.

A análise de regressão permite explicar o quanto da variação na rentabilidade dos negócios dos assentados (variável dependente) se deve ao conjunto de fatores mais relevantes, extraídos da análise fatorial e tomados como variáveis independentes no modelo de regressão. Foram considerados como fatores mais relevantes aqueles cujos autovalores gerados na análise fatorial foram superiores à unidade (Guttman, citado por IBM 1967). O modelo econométrico é dado por Hoffmann & Vieira (1977):

$$Y_j = \alpha + \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_k x_{kj} + u_j$$

em que:

$Y_j$ : variável dependente;

$\alpha$ : intercepto da função;

$\beta_1, \dots, \beta_k$ : coeficientes de regressão;

$x_{1j}, \dots, x_{kj}$ : variáveis independentes; e

$u_j$ : erro aleatório.

Tabela 1. Lista das variáveis usadas no modelo de análise fatorial

Variável	Descrição
X <sub>1</sub>	Valor do adubo e semente por hectare plantado (R\$)
X <sub>2</sub>	Disponibilidade total de mão-de-obra (dh)
X <sub>3</sub>	Mão-de-obra contratada/mão-de-obra total usada (%)
X <sub>4</sub>	Uso da mão-de-obra familiar (dh)
X <sub>5</sub>	Renda bruta agropecuária (R\$)
X <sub>6</sub>	Outras rendas (R\$)
X <sub>7</sub>	Renda bruta total (R\$)
X <sub>8</sub>	Renda bruta pecuária (R\$)
X <sub>9</sub>	Renda bruta lavouras (R\$)
X <sub>10</sub>	Área com lavouras (ha)
X <sub>11</sub>	Área com pastagens formadas (ha)
X <sub>12</sub>	Renda bruta pecuária por hectare (R\$)
X <sub>13</sub>	Renda bruta das lavouras por hectare (R\$)
X <sub>14</sub>	Renda bruta pecuária por dia homem (R\$)
X <sub>15</sub>	Renda bruta das lavouras por dia homem (R\$)
X <sub>16</sub>	Custo da pecuária por hectare de pastagem (R\$)
X <sub>17</sub>	Custeio das lavouras por hectare (R\$)
X <sub>18</sub>	Porcentagem da produção vegetal vendida (%)
X <sub>19</sub>	Porcentagem da produção pecuária vendida (%)

O ajustamento do modelo de regressão aos dados foi efetuado pelo método dos mínimos quadrados ordinários. O grau de ajustamento do modelo foi avaliado com base no coeficiente de determinação múltipla ( $R^2$ ). Para testar o nível de significância do modelo foi utilizado o teste "F", com nível de significância a 5%. Os coeficientes da regressão foram analisados individualmente quanto à sua significância estatística através do teste "t" de Student.

No cálculo dos valores monetários foram usados os mesmos preços, vigentes à época, para insumos, serviços e produtos. No custo de produção não foram considerados os itens riscos e juros sobre o capital próprio. No primeiro caso, o risco já está implícito nas perdas de produtividade e de animais imputados quando se calcula a rentabilidade econômica e, no segundo caso, considerou-se que o custo de oportunidade do capital próprio é zero, por se tratar de recursos produtivos (inclusive a terra) vinculados a empréstimos exclusivos para o Programa Nacional de Reforma Agrária.

Para o cálculo da disponibilidade da mão-de-obra familiar considerou-se trezentos dias de trabalho por ano e usou-se a tabela de índices de conversão proposta por Souza *et al.* (1992), conforme Tabela 2.

As variáveis relacionadas à rentabilidade econômica foram definidas, segundo Hoffmann *et al.* (1978), como se segue:

- *Renda bruta agropecuária (RBA)*: é a soma dos valores da produção agropecuária do ano agrícola 2001/2002, que pode ter sido estocada, consumida e ou vendida, avaliada pelos preços locais e a variação do valor do rebanho leiteiro.
- *Custo variável (CV)*: é aquele que varia de acordo com ao nível de produção e, neste estudo, é a soma dos valores de insumos comprados, serviços mecanizados, mão-de-obra contratada, conservação dos recursos produtivos e frete. Além

desses, também fizeram parte do custo variável, o milho e o arroz produzidos na propriedade e usados como semente, e o milho usado na alimentação animal.

- *Custo fixo (CF)*: é aquele que não varia com a quantidade produzida e, neste estudo, refere-se à depreciação dos recursos produtivos, tais como benfeitorias e animais de trabalho, e o valor da mão-de-obra familiar.
- *Custo total (CT)*: é a soma do custo variável e do custo fixo.
- *Renda líquida agropecuária (RLA)*: é a diferença entre a renda bruta agropecuária e o custo total.
- *Margem bruta (MB)*: é a diferença entre a renda bruta agropecuária e o custo variável. Neste estudo, é o valor que vai remunerar a mão-de-obra familiar, o custo do capital próprio e repor o capital depreciado.
- *Margem líquida (ML)*: é a diferença entre a margem bruta e a depreciação. É o valor que remunera a mão-de-obra familiar.
- *Depreciação (D)*: é a perda de valor devido principalmente ao desgaste físico do capital usado na produção. Neste estudo não se considerou a depreciação da residência do assentado. Para o seu cálculo usou-se a vida útil restante do bem de capital declarada pelo assentado. Para máquinas usou-se como valor final, 10% do valor inicial, e para as benfeitorias, valor final zero, por serem de material sem valor como sucata. O valor da depreciação dos bens duráveis de uso geral nas atividades produtivas (depósito de cereais, por exemplo) foi rateado de acordo com a participação de cada atividade no custo total.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Do modelo de análise fatorial, os seis fatores mais relevantes explicaram 82,47% da variância total das dezenove variáveis originais (Tabela 3). Mais especificamente, quatro fatores relacionados à produtividade agropecuária e à escala de produção (fatores  $F_1$ ,  $F_2$ ,  $F_3$  e  $F_4$ ) explicaram 68% da variância total das variáveis originais, e os outros dois (fatores  $F_5$  e  $F_6$ ) explicaram apenas 14,4% da variância total.

A participação das variáveis originais na composição de cada fator foi obtida após a rotação ortogonal "varimax", que mostra a matriz de pesos dos fatores, considerando apenas as variáveis com coeficientes superiores a 0,50 em valor absoluto (Tabela 4). Nota-se, nesta tabela, que a variável X2

Tabela 2. Índices de conversão para calcular a disponibilidade de mão-de-obra familiar.

Idade	Estudante		Não estudante	
	Masc	Fem	Masc	Fem
7 a 9 anos	0,16	0,16	0,33	0,33
10 a 12 anos	0,25	0,25	0,50	0,50
13 a 16 anos	0,37	0,33	0,75	0,66
17 a 49 anos	0,50	0,40	1,00	0,80
50 a 60 anos	–	–	1,00	0,50
61 a 75 anos	–	–	0,50	0,33

<sup>1</sup> Fonte: Souza *et al.* (1992).

Tabela 3. Fatores, autovalores e porcentagem da variância acumulada na análise fatorial.

Fator	Autovalor	% da variância	% da variância acumulada
1	5,22	27,45	27,45
2	3,81	20,07	47,53
3	2,03	10,69	58,22
4	1,86	9,78	68,00
5	1,51	7,93	75,93
6	1,24	6,54	82,47
7	0,97	5,09	87,56
8	0,81	4,27	91,83
9	0,56	2,93	94,76
10	0,35	1,82	96,59
11	0,25	1,34	97,93
12	0,17	0,91	98,84
13	0,09	0,49	99,33
14	0,06	0,34	99,68
15	0,02	0,12	99,79
16	0,02	0,11	99,91
17	0,01	0,08	99,98
18	0,00	0,02	100,00
19	0,00	0,00	100,00

(disponibilidade total de mão-de-obra) foi a única que não alcançou o coeficiente mínimo para participar na composição de qualquer fator. Uma possível explicação talvez seja porque persiste grande ociosidade (77,5%) da mão-de-obra familiar e esta representa 88,3% da mão-de-obra total utilizada na propriedade dos assentados (Silva Jr. 2003).

Para a análise de regressão foi utilizada a margem bruta agropecuária como variável dependente e como variáveis independentes os valores dos seis fatores obtidos da análise fatorial

(*factor scores*). A equação estimada apresentou valor de "F" igual a 46,34, estatisticamente significativo ( $p < 0,001$ ):

$$X_8 = 2067,9 + 1258,8 F_1 + 480,7 F_2 + 539,8 F_3 - 6,6 F_4 + 43,4 F_5 + 56,0 F_6$$

O coeficiente de determinação múltipla obtido ( $R^2 = 0,8854$ ) indica que o modelo explicou 88,54% da variação na margem bruta agropecuária. As demais estatísticas do modelo estimado indicaram que os coeficientes dos fatores  $F_1$ ,  $F_2$  e  $F_3$  foram positivos e estatisticamente significativos pelo teste "t" ( $p < 0,001$ ). O coeficiente do fator  $F_4$  foi negativo e significativo ( $p < 0,02$ ). Já os coeficientes dos fatores  $F_5$  e  $F_6$  foram positivos, mas não atingiram significância nos níveis de probabilidade considerados (Tabela 5).

Pode-se verificar que o fator  $F_1$  explicou 27,45% da variância total (Tabela 3), tendo entrado na sua composição as variáveis: renda bruta da pecuária, a renda bruta agropecuária, renda bruta da pecuária por hectare, renda bruta da pecuária por dia-homem e o custo da pecuária por hectare de pasto. Nota-se, assim, que todas essas variáveis originais estão associadas positivamente à atividade produção animal. Como o valor do coeficiente de regressão, além de positivo foi o maior de todos os outros, pode-se inferir que a produção pecuária é a atividade de maior importância para a rentabilidade da parcela do assentado.

Tabela 4. Matriz de pesos<sup>1</sup> dos fatores (*factor loadings*) após rotação ortogonal "varimax" em análise fatorial aplicada a dados de produção e renda no Assentamento Santa Tereza, em Porangatu, Estado de Goiás (2001/2002)

Variável original	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	Fator 6
1	0,27560	0,08096	<b>0,72678</b>	0,24322	0,07593	0,30563
2	-0,11909	-0,08764	0,02522	0,07304	-0,35469	0,41934
3	-0,28982	-0,02213	-0,09409	<b>0,74313</b>	0,22476	0,11351
4	0,47810	0,17565	<b>0,60398</b>	-0,34019	-0,22846	0,31595
5	<b>0,74359</b>	0,28308	<b>0,52632</b>	0,09006	0,10152	0,12515
6	-0,13681	0,00052	0,04354	0,06362	<b>0,92157</b>	-0,01318
7	0,41169	0,19606	0,39637	0,10983	<b>0,75928</b>	0,07665
8	<b>0,78247</b>	0,09333	<b>0,51895</b>	-0,09088	0,07927	0,16474
9	0,03637	<b>0,71066</b>	0,06261	<b>0,65311</b>	0,01437	-0,01404
10	0,11093	-0,02855	0,36469	<b>0,76971</b>	-0,16197	-0,00088
11	-0,11492	0,06045	<b>0,88817</b>	0,02929	0,21771	-0,16700
12	<b>0,90277</b>	-0,05625	-0,19301	-0,08349	-0,12165	0,28365
13	0,03392	<b>0,97697</b>	-0,02629	0,06429	0,09650	-0,01980
14	<b>0,83174</b>	-0,00650	0,06073	-0,00102	0,12425	-0,22454
15	0,05646	<b>0,93412</b>	-0,01304	0,17111	0,06939	-0,04923
16	<b>0,52706</b>	-0,08344	-0,12573	-0,08822	-0,15049	<b>0,70769</b>
17	0,01859	<b>0,73444</b>	0,33686	-0,06745	-0,01946	0,03800
18	0,01235	0,30138	-0,06972	<b>0,87591</b>	0,05377	-0,10123
19	0,04531	0,05448	0,16184	-0,00776	0,16466	<b>0,80502</b>

<sup>1</sup>- são destacados em negrito os valores superiores a 0,50.

Tabela 5. Resultado da análise fatorial em que o ajustamento da função em que a variável dependente foi a margem bruta agropecuária.

Variável independente	Coefficiente de regressão	Valor de "t"
Interseção	2067,9	23,78 **
Fator 1	1258,8	14,29 **
Fator 2	480,7	5,46 **
Fator 3	539,8	6,13 **
Fator 4	-206,6	-2,34 *
Fator 5	43,4	0,49 ns
Fator 6	56,0	0,63 ns

\* e \*\* - valores significativos pelo teste "t" (Studente) a 2% e 0,1% de probabilidade, respectivamente; ns - valores não significativos pelo teste "t" a 5% de probabilidade.

O fator  $F_2$  explicou 20,07% da variância total (Tabela 3), tendo agregado quatro variáveis originais: renda bruta das lavouras, renda bruta das lavouras por hectare, renda bruta das lavouras por dia homem e custos das lavouras por hectare; todas relacionadas à agricultura. Seu coeficiente de regressão, também foi positivo e o segundo maior da função estimada. Isso indica a sua importância relativa acentuada na explicação da variação na rentabilidade dos negócios, embora um pouco menor do que a pecuária. É possível, entretanto, que este resultado um pouco menos favorável da agricultura em relação à pecuária tenha a ver com as condições climáticas desfavoráveis para a produção agrícola, na safra estudada.

O fator  $F_3$  explicou 10,7% da variância total (Tabela 3). Cinco variáveis originais estiveram a ele associadas ( $X_1$ ,  $X_4$ ,  $X_5$ ,  $X_8$  e  $X_{11}$ ), sendo três relacionadas ao uso dos recursos produtivos – área de pastagens, gasto por hectare com insumos comprados e quantidade de mão-de-obra familiar empregada –, e as outras duas, ao resultado das vendas – renda bruta agropecuária e renda bruta pecuária, todas relacionadas à escala de produção. Ao apresentar valor positivo e estatisticamente significativo, o coeficiente de regressão deste fator indica que o volume dos negócios (a escala) afeta positivamente o resultado econômico da parcela. Seu efeito sobre a margem bruta é um pouco maior do que o das culturas ( $F_2$ ) e bem menor do que aquele apresentado pela pecuária ( $F_1$ ).

Parece claro, a partir da análise desses três fatores, que a margem bruta da agropecuária depende fortemente da intensidade de uso dos insumos utilizados nas atividades agrícola e pecuária (eficiência técnica), bem como dos preços dos seus produtos, que têm efeito direto na renda bruta.

O fator  $F_4$  que explica 9,8% da variância total (Tabela 3), apresentou coeficiente de regressão com

sinal negativo. Entraram em sua composição três variáveis relativas à produção vegetal: renda bruta das lavouras, área com lavoura e porcentagem da produção vegetal vendida<sup>3</sup> (inserção no mercado). Ao contrário do que poderia parecer, o efeito negativo deste fator sobre a margem bruta se explica porque cerca de 80% da produção vegetal foi destinada ao consumo na propriedade. Além disso, houve frustração parcial das safras de milho e arroz, as quais utilizam mão-de-obra contratada nos períodos críticos do ciclo de produção, como o plantio, cultivo e colheita. Assim, os produtores que mais plantaram tiveram resultado econômico menor do que os demais.

Esses resultados mostram que limitações de clima, associadas à ausência de orientação técnica, desaconselham parcialmente a condução das atividades agrícolas na região. Considerando-se, por outro lado, a elevada ociosidade da mão-de-obra familiar observada nesta pesquisa (77,7%) e a necessidade de produzir milho para alimentação de aves e suínos, torna-se evidente que os produtores do assentamento Santa Tereza, na região de Porangatu, enfrentam o desafio de encontrar uma nova organização da produção que logre êxito.

O fator  $F_5$ , que explicou apenas 7,93% da variância total (Tabela 3), incorporou as variáveis  $X_6$  (valor de outras rendas auferidas fora da propriedade) e  $X_7$  (a renda bruta total), e o fator  $F_6$ , responsável por 6,5% da variância total, as variáveis  $X_{16}$  (porcentagem do valor da venda pecuária) e  $X_{19}$  (custo por hectare da pecuária). Estes fatores, porém, como já comentado, apresentaram coeficientes de regressão estatisticamente não significativos.

A interpretação do coeficiente do fator  $F_5$ , do ponto de vista econômico, sugere que as rendas auferidas fora da propriedade, embora façam parte da renda total, podem estar sendo destinadas a completar as despesas de consumo ao invés de serem utilizadas no processo produtivo. Portanto, não tiveram efeito sobre a margem bruta da agropecuária. Mas isso não significa que seja de pouca importância para o bem-estar da família do assentado. Ao contrário, a elevada proporção destas rendas externas (67,2% nesta pesquisa), em relação à renda familiar total, mostra que elas são de fundamental importância para a família.

Ao fator  $F_6$ , agregaram-se as variáveis custo da pecuária por hectare e a porcentagem da produção pecuária vendida (inserção no mercado). Contudo, o seu coeficiente de regressão, embora positivo, também não foi significativamente diferente de zero. O sinal

<sup>3</sup>- A outra parte da produção é destinada ao consumo pela família (esta variável mede o grau de inserção do assentado no mercado).

positivo era esperado, mas não a insignificância deste coeficiente, pois quase toda a produção pecuária é vendida e isso poderia afetar significativamente a margem bruta. O efeito estatisticamente nulo sobre a variável dependente pode ter sido por causa do baixo preço dos produtos da pecuária, associados ao elevado custo de manutenção dos animais em um ano de pouca produção de alimentos para os animais.

Considerando que os fatores  $F_5$  e  $F_6$ , que captaram as variáveis que pretendiam indicar o grau de inserção dos produtores ao mercado, ou seja, a porcentagem da produção agrícola e pecuária destinada ao mercado, fica a dúvida acerca da não significância estatística dos seus coeficientes. Assim, persiste a hipótese de que os agricultores familiares do assentamento em estudo ainda produzem, essencialmente, para suas subsistências.

## CONCLUSÕES

1. As análises fatorial e de regressão múltipla indicam que a eficiência técnica e o uso dos recursos terra e mão-de-obra familiar estão diretamente relacionados à melhor rentabilidade econômica da parcela, enquanto a área com culturas anuais e o uso de mão-de-obra contratada têm efeito contrário.
2. A melhoria da rentabilidade econômica das parcelas necessita de redirecionamento da produção agropecuária, visando o melhor uso da mão-de-obra familiar, da terra e da organização da comercialização agrícola, levando-se em conta as limitações edafo-climáticas e de mercado.
3. A ineficiência técnica e econômica identificada sugere que a ausência da assistência técnica continua sendo um fator limitante ao crescimento da renda e do bem-estar dos assentados, mesmo entre os que já consolidaram seus investimentos em infraestrutura básica.

## REFERÊNCIAS

Barros, A. C. N. & M. I. O Mayorga. 2000. Rentabilidade da agricultura familiar em áreas de assentamentos rurais no estado do Ceará: um estudo de caso. P. 1-15. In Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 38. Rio de Janeiro, RJ. 628 p. Anais.

Bazin, F. 1994. Viabilidade econômica dos assentamentos de reforma agrária - o caso Sumaré. Revista de Economia e Sociologia Rural, 32 (2): 18-28.

Bittencourt, G. A., D. S. B. Castilhos, V. Bianchini & H. B. C. Silva. 1999. Principais fatores que afetam o desenvolvimento dos assentamentos de reforma agrária no Brasil. Projeto de Cooperação Técnica Incra / FAO, Brasília, 62 p.

BNDES. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. 1990. Avaliação preliminar dos assentamentos de reforma agrária. BNDES, Rio de Janeiro. 52 p.

Carvalho, B. M. T. S. 1982. Modernização da agricultura: análise de seis culturas no Brasil. Dissertação de Mestrado. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, São Paulo. 138 p.

Castanheira, P. M. 1976. Análise fatorial como método de estratificação: uma aplicação empírica na cafeicultura. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, Minas Gerais. 132 p.

Cochran, W. G. 1965. Técnicas de amostragem. Fundo de Cultura, Rio de Janeiro. 86 p.

Conto, A. J. 1997. Estrutura da renda familiar em associações de pequenos produtores do nordeste do estado do Pará. p. 704-716. In Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 35. Natal, RN. 425 p. Anais.

Coutinho, C. R., R. B. Campos & E. M. C. Coutinho. 2002. Renda e condições sociais de reprodução de agricultores familiares de reforma agrária. p. 1-10. In Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 40. Passo Fundo, RS. 333 p. Anais.

Guanziroli, C. E. 1994. Principais indicadores sócio-econômicos dos assentamentos de reforma agrária. p. 13-68. In R. Adhemar, G. Carlos & L. Sérgio. (Org.). Reforma agrária produção, emprego e renda. Vozes/IBASE/FAO, Petrópolis. 196 p.

Guanziroli, C. E. (Org.). 2000. Novo retrato da agricultura familiar: O Brasil redescoberto. Projeto de Cooperação Técnica Incra / FAO, Brasília. 74 p.

Hoffmann, R. & S. Vieira. 1977. Análise de regressão: Uma introdução a econometria. Hucitec, São Paulo. 379 p.

Hoffmann, R. 1999. Componentes principais e análise fatorial. 4. ed. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo. Piracicaba. 39 p. (Monografia)

Hoffmann, R., J. J. C. Engler, O. Serrano, A. C. M. Thame & E. M. Neves. 1978. Administração da empresa agrícola. Pioneira, São Paulo. 325 p.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Agropecuário. 1985. Rio de Janeiro. 326 p.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Agropecuário. 1996. Rio de Janeiro. 366 p.

IBM. 1967. 1130 Statistical System (1130-CA-06X). User's manual. 2. ed. White plains, IBM. Technical Publications Department, New York. 58 p.

- MDA. Ministério do Desenvolvimento Agrário. 2001. Balanço da reforma agrária e da agricultura familiar. Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária. Disponível em: <http://www.mda.gov>. Acesso em: <23 ago. 2000.>
- Sá, J. M., T. S. Leite, R. P. Silva Jr & J. P. Pietrafesa. 2000. Indicadores sócio-econômicos de assentamentos de reforma agrária, em Goiás. p. 228-245. Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 38. Rio de Janeiro, RJ. 628 p. Anais.
- Shiki, S. 1997. Agricultura familiar em áreas de assentamento de reforma agrária. Projeto de cooperação técnica Inkra/FAO. Brasília. 46 p.
- Silva Jr., R. P. 2003. Produção e renda no assentamento Santa Tereza, município de Porangatu. Tese de Doutorado. Escola de Agronomia e Engenharia de Alimentos. Universidade Federal de Goiás. Goiânia, Goiás. 64 p.
- Schmidt, B. V., D. N. C. Marinho & S. L. C. Rosa. 1998. Os assentamentos de reforma agrária no Brasil. p. 13-112. In B. V. Schmidt, D. N. C. Marinho & S. L. C. Rosa. (Org.). Os assentamentos de reforma agrária no Brasil. Universidade de Brasília, Brasília, DF. 306 p.
- Souza R., J. M. P. Guimarães, V. A. Morais, G. Vieira & J. G. Andrade. 1992. Administração da fazenda. Coleção do Agricultor. Globo. Rio de Janeiro. 211 p.
- Souza, R. S. 1997. Agricultura e questão agrária nos anos 90. p. 653-665. In Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 35. Natal, RN. 425 p. Anais.
- Zaffaronni, E., M. C. Gomes M. E. A. Levien. 1997. Avaliação econômica dos sistemas de produção de assentamentos rurais do sul do Brasil. p. 628-647. Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 35. Natal, RN. 425 p. Anais.