

ALEXANDRE ARAÚJO DE SOUZA

O RISCO COMO RESTRIÇÃO À MELHORIA DA PRODUTIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Administração Rural, para obtenção do grau de "Mestre".

ESCOLA SUPERIOR DE AGRICULTURA DE LAVRAS
LAVRAS - MINAS GERAIS

1991

BIBLIOTECA CENTRAL - E S A / L

[REDACTED]

DEPARTAMENTO
DE AGRICULTURA
UNIVERSIDADE FEDERAL DE LAVRAS
LAVRAS - MG

ALEXANDRE ARAUJO DE SOUZA

O RISCO COMO RESTIÇÃO À MELHORIA DA PRODUÇÃO
VIDADE DA MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA

[REDACTED]

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Administração Rural para obtenção do grau de Mestre.

ESCOLA SUPERIOR DE AGRICULTURA DE LAVRAS
LAVRAS - MINAS GERAIS

1991

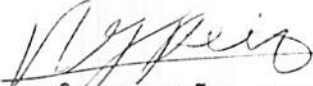
O RISCO COMO RESTRIÇÃO À MELHORIA DA PRODUTIVIDADE
DA MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA

APROVADA:


PROF. GUARACY VIEIRA
Orientador


PROF. ARNALDO PEREIRA VIEIRA


PROF. LUIS CARLOS FERREIRA DE S. OLIVEIRA


PROF. ANTÔNIO JOÃO DOS REIS

[REDACTED]

[REDACTED]

[REDACTED]

[REDACTED]

DEDICATÓRIA

À FÁTIMA,
pela compreensão;
Aos meus filhos, ALAN DAVE e
ALESSANDRA, como exemplo de determinação
À D. ROSÁRIO, pelos sacrifícios e con-
vívio.

AGRADECIMENTOS

À Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural do Estado do Piauí - EMATER-PI, pelas condições oferecidas para a realização do curso de Mestrado em Administração Rural.

À Escola Superior de Agricultura de Lavras/Departamento de Administração e Economia, pela oportunidade e pelos conhecimentos adquiridos.

Aos extensionistas da EMATER-PI: Nonato Vieira e Antônio Paixão, da Unidade Operativa de Valença; Laelson Rodrigues e José Furtado, da Unidade Operativa de Buriti dos Lopes, pela aplicação dos questionários de campo.

Aos professores: Guaracy Vieira, orientador desta pesquisa, Arnaldo Pereira Vieira, Luis Carlos Ferreira de S. Oliveira e Antônio João dos Reis, pelas valiosas sugestões oferecidas.

Aos companheiros da EMATER-PI, Ben-Ten de Soares e Martins e José Alfredo de S. Monteiro, pelo apoio administrativo e pessoal dispensado à realização do curso.

A Valdenir Queiroz, da EMBRAPA/UEPAE de Teresina, pela colaboração pessoal no processamento dos dados relativos à pesquisa.

Aos companheiros do curso de Mestrado em Administração Rural, pelo saudável convívio, especificamente, Luiz Gonzaga, Francisco Agenor e José Maria Moraes, pelas experiências transmitidas, durante a realização do curso.

BIOGRAFIA DO AUTOR

ALEXANDRE ARAÚJO DE SOUZA, filho de Valdemiro Ferreira de Souza e Arlinda Araújo de Souza, nasceu em Santa Luzia, Estado da Paraíba, em 21 de fevereiro de 1946.

Concluiu o curso Colegial Agrícola em 1966 e o curso Superior de Agronomia em 1970, na escola de Agronomia do Nordeste, da Universidade Federal da Paraíba, em Areia-Pb.

Ingressou no serviço de extensão rural em março de 1971, na Associação Nordestina de Crédito e Assistência Rural do Piauí - ANCAR-PI, atualmente EMATER-PI, onde até esta data presta seus serviços profissionais.

Em março de 1988, iniciou o curso de Mestrado em Administração Rural, na Escola Superior de Agricultura de Lavras, Minas Gerais.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	01
1.1. O problema	08
1.2. Objetivos	13
2. IMPLICAÇÕES DO RISCO NA PRODUTIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA	14
2.1. Fontes explicativas das diferenças de produtividade da mão-de-obra agrícola	15
2.2. Influência sobre a eficiência da unidade de produção	20
2.3. Interveniência do risco na definição da produtividade da mão-de-obra agrícola	28
3. HIPÓTESE E PRESSUPOSIÇÕES	31
3.1. Hipóteses	31
3.2. Pressuposições	32
4. METODOLOGIA	33
4.1. Área de estudo	33
4.2. Amostragem e coleta de dados	37
4.3. Concepção e operacionalização das variáveis	39
4.3.1. Produtividade da mão-de-obra agrícola (PMO)	39

4.3.2. Tamanho da exploração agrícola (L)	44
4.3.3. Estágio de tecnologia (T)	46
4.3.4. Tamanho da exploração pecuária (C)	51
4.3.5. Capital fixo (I)	52
4.3.6. Ocupação da mão-de-obra agrícola (H)	54
4.3.7. Recursos administrativos (A)	55
4.3.8. Risco do "portfólio agrícola" (R_d e R_s)	57
4.4. Modelo analítico	64
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	73
5.1. Características gerais das unidades de produção	73
5.2. Interpretação dos resultados e sua relação com as hipóteses ..	76
5.2.1. Estimativa do modelo, para o grupo - A	76
5.2.2. Estimativa do modelo para o grupo - B	88
5.2.3. Associação dos resultados com as hipóteses	106
5.3. Inferências sobre a associação do risco com a produtividade da mão-de-obra agrícola	120
6. CONCLUSÕES, LIMITAÇÕES E SUGESTÕES	126
7. RESUMO	130
8. SUMMARY	133
9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	136
10. APÊNDICE	145

LISTA DE QUADROS

QUADRO		PÁGINA
1	<i>Taxas de crescimento da população global e da população rural. Estado do Piauí, Região Nordeste e Brasil</i>	03
2	<i>Taxas anuais de crescimento e fontes de crescimento da produção agrícola por região, Brasil, período 1948-50 a 1967-69</i>	10
3	<i>Aspectos fisiográficos dos municípios de Buriti dos Lopes e Valença, do Estado do Piauí</i>	35
4	<i>Aspectos da exploração agrícola nos municípios de Buriti dos Lopes e Valença, Estado do Piauí (1980) ...</i>	36
5	<i>Características gerais das unidades de produção familiar dos municípios de Buriti dos Lopes e Valença, do Estado do Piauí, que forneceram as informações necessárias à presente pesquisa - situação em janeiro/1990</i>	75

QUADRO**PÁGINA**

6	<i>Matriz de correlação simples e níveis de significância das variáveis que compõem o modelo do grupo A, do município de Buriti dos Lopes, Estado do Piauí</i>	81
7	<i>Estimativa dos coeficientes de regressão e erros padrão do modelo do grupo A, de Buriti dos Lopes</i>	82
8	<i>Matriz de correlação simples e níveis de significância das variáveis que compõem o modelo do grupo A, do município de Valença, Estado do Piauí</i>	86
9	<i>Estimativa dos coeficientes de regressão e erros padrão do modelo do grupo A de Valença</i>	87
10	<i>Matriz de correlação simples e níveis de significância das variáveis que compõem o modelo do grupo B, do município de Buriti dos Lopes, Estado do Piauí</i>	95
11	<i>Estimativa dos coeficientes de regressão e erros padrão do modelo do grupo B, de Buriti dos Lopes</i>	96
12	<i>Matriz de correlação simples e níveis de significância das variáveis que compõem o modelo do grupo B, do município de Valença, Estado do Piauí</i>	104

QUADRO**PÁGINA**

13	<i>Estimativa dos coeficientes de regressão e erros padrão do modelo do grupo B, de Valença</i>	105
14	<i>Funções de produção U-F estimadas, segundo os modelos dos grupos A e B, com os dados observados em Buriti dos Lopes e Valença, Estado do Piauí</i>	119

1. INTRODUÇÃO

No estágio inicial de desenvolvimento de um país não industrializado, onde os recursos de capital são bastante escassos, geralmente, o setor agrícola é induzido a participar com o aumento da oferta de alimentos e matérias-primas, a preços relativamente baixos, visando suprir, tanto a demanda interna quanto às necessidades de exportação para viabilizar a ampliação e a modernização do setor industrial-urbano, propenso a absorver o excedente de mão-de-obra rural. Obviamente, o crescimento do setor agrícola deverá favorecer a expansão do mercado de insumos industrializados.

Segundo KRISNA (33) e CHHIBBER (9), o crescimento da produção agrícola nos países em desenvolvimento, deve ser incentivado através da oferta de bens e serviços públicos, melhorias institucionais e tecnológicas e uma política de preços favorável à atividade agrícola - flutuações de preços de produtos e insumos podem acelerar, retardar ou sustar os efeitos das mudanças técnico-organizacionais sugeridas. Nenhum desses incentivos, praticado isoladamente, assegura o crescimento da oferta global de produtos agrícolas por longo prazo.

Prevalecendo uma política agrícola fundamentada nesses

incentivos e compatível com as necessidades de oferta global de alimentos e matérias-primas, o crescimento da produção pode resultar de três fontes de decisão, a saber: aumento do rendimento médio das atividades exploradas, expansão dos empreendimentos agrícolas por produtor rural e/ou incorporação de novos proprietários rurais. Vale ressaltar que o crescimento do produto agrícola, com base no modelo de exploração de recursos tradicionais, não pode ser sustentado por longo prazo: torna-se necessário, uma transição para modelos identificados com a utilização de insumos modernos que recomponham ou preservem as condições de cultivo, com viabilidade técnica e econômica, o desenvolvimento de cultivares que possibilitem a obtenção de maior retorno marginal dos fertilizantes e a conservação de recursos naturais.

Numa situação em que a população rural começa a decrescer reduzindo significativamente a força de trabalho no campo, conforme vem se verificando no Brasil, a partir da última década (Quadro - 1) - aumenta a relação da demanda global de alimentos e matérias-primas por pessoal ocupado na zona rural - parece que, necessariamente, a participação do setor agrícola para a manutenção ou a melhoria da oferta de produtos e da demanda de insumos industrializados, compatível com o crescimento dos outros setores da economia, deva passar por um aumento significativo da produtividade da mão-de-obra agrícola. Naturalmente, essa preocupação tende a se tornar mais relevante, quando se tratam de regiões de agricultura tipicamente tradicional, onde o desenvolvimento é lento e tem-se mostrado

QUADRO - 1. Taxas de crescimento da população global e da população rural.
Estado do Piauí, Região Nordeste e Brasil.

T.G.C.A. (%) (1)

DISCRIMINAÇÃO	1950 a 1960		1960 a 1970		1970 a 1980		1980 a 1990 (2)	
	Global	Rural	Global	Rural	Global	Rural	Global	Rural
Estado do Piauí	1,73	0,90	3,07	1,80	2,44	0,82	2,22	0,36
Região Nordeste	2,13	1,04	2,40	1,10	2,16	0,53	2,11	0,33
BRASIL	3,17	2,21	2,89	0,57	2,48	-0,46	2,37	-0,25

FONTE: Dados básicos: Censos Demográficos do IBGE e Anuário Estatístico do Brasil de 1989.

NOTAS:

(1) T.G.C.A. = Taxa Geométrica de Crescimento Anual. Os cálculos foram efetuados pelo autor da pesquisa, com base nos dados censitários.

(2) Dados básicos são estimativas para o ano de 1990.

influenciado, basicamente, pelo crescimento da população e pelas flutuações de preços, numa perspectiva de longo prazo.

Nas regiões de forte pressão do trabalho sobre a terra, onde a relação terra/mão-de-obra declina, sinalizando redução da renda dos produtores rurais, logicamente, a melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola deve ser promovida com o uso de insumos modernos, poupadores do fator terra e intensivos no fator trabalho, para que a modernização não contribua, também, para reduzir o nível de ocupação dessa mão-de-obra. Naquelas regiões onde esta relação aumenta, a melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola deve se verificar, através de insumos modernos poupadores de trabalho e de terra. Em qualquer uma dessas situações, recomenda-se utilizar mecanismos eficientes para definir a mudança técnica, com as tecnologias mecânicas e biológicas adequadas às condições de onde serão implementadas e que impliquem, efetivamente, em melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola.

Em se tratando de agricultura tradicional¹, SCHULTZ (45) afirma que há pouca probabilidade de crescimento do setor, porque os pequenos agricultores já esgotaram as possibilidades de obter produções lucrativas, com os conhecimentos vigentes e empregando fatores tradicionais. Os acréscimos na renda real, devido uma melhoria na combinação desses fatores, tem se

1. Segundo SCHULTZ (45), a agricultura tradicional é aquela onde o estado de conhecimento, preferências e motivos para adquirir e conservar fatores agrícolas como correntes de renda, permanecem constantes por um período, suficientemente longo, para permitir determinado equilíbrio entre fornecedores e consumidores de fatores de produção.

mostrado irrelevantes, para induzir mudanças no processo produtivo. Sem o emprego de um conjunto de fatores diferente do atualmente utilizado, que possibilite a incorporação de novas tecnologias, ao sistema tradicional de exploração, dificilmente se conseguirá aumentar a renda agrícola da pequena unidade de produção.

Considerando que o pequeno produtor opera em condições sócio-econômicas adversas, impostas pelas trocas desiguais entre regiões, setores da economia e modos de exploração, a incorporação de novas tecnologias não pode ser enfocada, seguramente, como um meio direto e decisivo para melhoria de sua renda. Por outro lado, não se pode negar o papel fundamental dos insumos e práticas agrícolas modernas para o aumento da produção de alimentos e matérias-primas, necessário à geração de excedente comercializável para atender à demanda da população urbana e à melhoria do padrão de vida do pequeno agricultor. Mesmo sem uma mudança significativa nas relações de trocas, a nova tecnologia poderá atuar como um meio indireto para melhoria da situação desse agricultor, ao torná-lo mais consciente de seu potencial no contexto do crescimento do setor agrícola, no sentido de captar maiores benefícios com a mudança técnica implementada.

Ainda por cima, tem-se constatado que a incorporação das novas tecnologias não se processa, apenas, com a disponibilidade de fatores modernos. De acordo com PAIVA (40), para que uma técnica seja adotada, nos países em desenvolvimento, é necessário que ela apresente vantagem

econômica² suficiente para romper as barreiras que mantem os agricultores no tradicionalismo. Essas barreiras podem se apresentar sob as formas de dificuldades, quanto a assimilação de conhecimentos técnicos, aquisição de recursos materiais, contratação de mão-de-obra eficiente e responsável, suprimento regular de insumos etc, e sob a forma de sacrifícios, devido a experiências, hábitos, costumes etc, que precisam ser superados e suportados para que os agricultores possam proceder a mudança com sucesso. Quer dizer: o agricultor só está propenso a adotar uma nova técnica, quando esta apresenta uma vantagem econômica sobre a tradicional, suficiente para cobrir o "custo subjetivo" da mudança, além, evidentemente, de superar uma série de fatores condicionantes, de natureza estrutural (posse e uso da terra, transporte etc), conjuntural (relações de preços, crédito, comercialização etc) e individual (educação, saúde etc).

NICHOLLS (39) acrescenta que grande parte da resistência do pequeno agricultor à mudança de tecnologia, se deve à sua aversão ao risco. Ele tende mais a conservar os métodos tradicionais de exploração, cujos riscos podem ser

2. Segundo PAIVA (40), a vantagem econômica da técnica moderna sobre a tradicional depende da relação entre a produtividade física dos fatores modernos e tradicionais, relação entre os seus preços e das relações entre os preços dos produtos e dos fatores modernos e tradicionais. Ocorre vantagem econômica, quando:

$$\frac{Q_m \cdot P_q}{X_m \cdot P_m} > \frac{Q_t \cdot P_q}{X_t \cdot P_t}$$

onde: Q_m = quantidade de produto com técnica moderna;

X_m = quantidade de insumo moderno;

P_m = preço unitário do insumo moderno;

P_q = preço unitário do produto;

Q_t = quantidade de produto com técnica tradicional;

X_t = quantidade de insumo tradicional;

P_t = preço unitário do insumo tradicional.

calculados pela própria experiência, do que se aventurar com técnicas modernas que prometem maior produtividade, mas, em contrapartida, configuram riscos financeiros desconhecidos que não quer ou não pode assumir. É provável que medidas destinadas a reduzir riscos físicos e financeiros, e possibilitar a avaliação mais precisa de ambos, contribuam para atenuar a resistência do agricultor tradicional à incorporação de inovações tecnológicas, adequadas às condições sócio-econômicas, ecológicas e políticas de cada região, as quais são decisivas para as pretensões de melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola nas pequenas unidades de produção. Dentro desse enfoque, as conclusões de DILLON & ANDERSON (12) destacam que o melhor conhecimento das atitudes dos agricultores diante do risco, bem como, dos fatores de risco em si mesmos, favorece a formulação de políticas de desenvolvimento agrícola mais eficazes.

Portanto, acredita-se que o desenvolvimento de pesquisas que busquem a identificação e a compreensão das relações do risco da atividade agrícola com as formas de organização da produção e o processo de incorporação de novas tecnologias aos sistemas tradicionais de exploração, poderá contribuir para a construção de uma base explicativa dos níveis e das variações da produtividade da mão-de-obra agrícola, atualmente observados entre pequenas unidades de produção e regiões de características fisiográficas diferentes. Certamente, essas pesquisas se constituirão num importante subsídio para a formulação de políticas, programas e estratégias mais

confiáveis, no que tange à geração, adaptação, difusão e implementação de sistemas produtivos que, efetivamente, possibilitem a melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola.

1.1. O Problema

A integração do setor agrícola no desenvolvimento global do Brasil, historicamente, tem se pautado numa política de incentivos que tende a privilegiar grandes produtores, produtos destinados à exportação e as regiões Sul e Sudeste. Segundo GRAZIANO NETO (23) , essa política reforça uma característica geral de sua agricultura, com a existência de dois setores bem distintos: um setor agrícola moderno, mais concentrado na região Centro-Sul, cuja maior parte da produção se destina ao mercado externo; e outro tradicional, mais concentrado na região Nordeste, cuja maior parcela da produção se destina ao mercado doméstico. Com isso, naturalmente se evidencia o modelo de trocas desiguais, inerente ao setor agrícola do País, o que tende a anular os efeitos de subsídios que poderiam melhorar as condições sócio-econômicas nas regiões menos desenvolvidas.

No final dos anos 60, a região Nordeste, com uma agricultura tipicamente tradicional em relação à praticada no Centro-Sul, apresentava uma produtividade da mão-de-obra agrícola em torno de 53% da média nacional (Thompson, citado por LOPES, 36) e o crescimento do setor agrícola devido, quase que

exclusivamente, expansão da área cultivada (Quadro - 2). Essa situação era propícia para justificar a política de incentivos orientada para a modernização da agricultura, fundamentada no aumento da produtividade e na integração vertical da produção agrícola. Entretanto, após duas décadas, todo o empenho das instituições públicas e privadas em pesquisa e difusão de novas tecnologias, oferta de crédito rural a juros subsidiados, implantação de infraestrutura de apoio a produção, estímulos para aquisição de insumos modernos etc, parece não ter sido suficiente para evidenciar mudanças significativas no sistema de exploração tradicional, capazes de reduzir a defasagem da produtividade da mão-de-obra agrícola, em relação às regiões mais desenvolvidas - dos principais produtos agrícolas cultivados no Nordeste, apenas o arroz obteve ganho de produtividade no período de 1960 a 1979.

O crescimento do produto agrícola do Nordeste com base na expansão da fronteira, dificilmente poderá contribuir para melhorar a produtividade da mão-de-obra agrícola, uma vez que, só há condições efetivas de incorporação de novas áreas, nos estados do Maranhão, Piauí e Bahia, ainda condicionada a grandes investimentos em infraestrutura, regularização no regime de posse e uso da terra e estudos sobre vocação dos solos. Outro aspecto condicionante, é a heterogeneidade da fertilidade natural das terras a serem incorporadas na exploração agrícola - nem toda a área disponível para a expansão da fronteira tem fertilidade natural recomendável, técnica e economicamente, para a atividade agrícola.

QUADRO.2 - Taxas anuais de crescimento e fontes de crescimento da produção agrícola por região. Brasil, período 1948-50 a 1967-69.

REGIÕES	Taxa anual de Crescimento %	FONTES DE CRESCIMENTO (% de efeito)			
		Área	Rendimento	Composição	Localização
Norte	4,5	96,9	2,2	-14,4	15,2
Nordeste	4,4	115,9	1,4	- 6,9	-10,4
Leste	2,5	102,4	-17,1	17,7	- 2,9
Centro-Oeste	7,8	125,4	-11,4	-14,0	0,1
Sul (1)	4,4	70,3	38,2	1,4	- 9,9
BRASIL	4,3	90,7	19,3	- 1,7	- 8,3

FONTE: PATRICK, G.F. - Fontes de crescimento na agricultura brasileira: O setor de culturas. In: Tecnologia e Desenvolvimento Agrícola, por Cláudio R. Contador, Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1975.

(1) Inclui o Estado de São Paulo.

Sendo assim, torna-se imprescindível uma reorientação da política agrícola para a região Nordeste, com a adoção de padrões tecnológicos que se ajustem às diferentes condições sociais, econômicas, culturais e ambientais das pequenas unidades de produção e tenham como fundamento, o aumento da renda média com uma redução de sua variabilidade.

Em que pese a baixa qualidade e insuficiência dos fatores de produção, combinados dentro de modelos de exploração tradicionais, a ausência de tecnologias adaptadas às peculiaridades regionais e a baixa densidade de renda da maioria dos produtos cultivados, é provável que a predisposição da agricultura nordestina aos fatores de risco, de natureza climática e de flutuações de preços, induza os pequenos agricultores a se resguardarem de seus efeitos, adotando medidas que, geralmente, tendem a reduzir a eficiência técnica e econômica do processo produtivo.

De acordo com CASTLE (8), em condições de risco, os pequenos agricultores utilizam estratégias para tentar reduzir a variabilidade da renda (diversificação da produção e da comercialização), assegurar uma renda mínima para a subsistência da família (administração dos recursos disponíveis conforme as necessidades, desprezando as potencialidades da unidade de produção) e aumentar a capacidade de enfrentá-lo (plano de exploração mais flexível). Tais estratégias implicam na perda de eficiência do processo produtivo, devido ao uso irracional dos fatores fixos, na medida em que modificam as proporções e as combinações de insumos e produtos, resultando numa menor

expectativa de renda ou no aumento do custo médio de produção. Quer dizer que, diante do risco, a organização da pequena produção tende a ser mais influenciada pela preferência do agricultor em se precaver de possíveis prejuízos do que, propriamente, pelas oportunidades identificadas no ambiente operacional da unidade produtiva.

Por outro lado, vários autores³ afirmam que os riscos percebidos pelos pequenos agricultores nas novas tecnologias, contribuem, significativamente, para reforçar sua resistência à transformação da base técnica de produção, ou seja, restringem as alternativas tecnológicas que poderiam melhorar a produtividade dos fatores de produção tradicionais e, conseqüentemente, a capacidade produtiva das unidades produção familiar.

Sendo assim, é provável que as políticas de incentivos baseadas em melhorias institucionais e tecnológicas, oferta de bens e serviços públicos, crédito rural com juros subsidiados, garantia de preços mínimos etc, quando implementadas, sem considerar as implicações do risco na eficiência dos fatores produtivos e no grau de resistência dos pequenos agricultores às inovações tecnológicas, pouco possam contribuir para o aumento sustentado do produto agrícola, nas pequenas unidades de produção. Em razão disso, pode-se deduzir que essas política não se constituem em oportunidades efetivas, para a melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola da região Nordeste.

3. ANDERSON & FEARON (5), LEITE (33), NICHOLLS (38), PASTORE (41) e WIENS (53).

Então, considerando que os pequenos agricultores, representando a maior parcela do universo de produtores rurais, não conseguem capitalizar benefícios das políticas de incentivos destinadas ao setor agrícola, no sentido de aumentar sua renda, em função de sua aversão ao risco, resta saber, como se estabelece a relação deste fator com o baixo nível de produtividade da mão-de-obra, observado nas unidades de produção familiar da referida região.

1.2. Objetivos

1.2.1. Objetivo geral

Analisar a associação do risco com a produtividade da mão-de-obra agrícola, nas unidades de produção familiar do Estado do Piauí.

1.2.2. Objetivos específicos

- Identificar e analisar a interveniência do risco na eficiência dos fatores produtivos, utilizados pelas unidades de produção familiar.

- Verificar a associação do risco com o estágio de tecnologia atual, dos modelos de exploração adotados por essas unidades de produção.

- Comparar a associação da exploração agrícola e da exploração pecuária, com a variabilidade da produtividade da mão-de-obra agrícola.

2. IMPLICAÇÕES DO RISCO NA PRODUTIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA

Nos estudos sobre o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, de uma determinada região, há um tendência para se considerar, a maioria das fontes explicativas, como causas em si, quando poderiam ser analisadas como resultados da interferência de outros fatores, associados ao ambiente e à pessoa do produtor rural, mas, que são inerentes ao processo produtivo.

Provavelmente, o uso limitado de insumos modernos e a redução na utilização de fatores tradicionais, como causas da baixa produtividade dessa mão-de-obra, em muitas situações, se deve, antes, à influência da percepção subjetiva do risco, ou mesmo, à baixa densidade de renda dos produtos agrícolas, do que uma decisão irracional dos agricultores. Nesses casos, o esforços orientados para induzir o uso de insumos modernos e expandir os empreendimentos, visando melhorar a produtividade da mão-de-obra agrícola, podem não gerar os efeitos esperados, quando não se consideram os fatores de risco que assolam o setor agrícola.

Portanto, neste item, procura-se relacionar referências teóricas que possam elucidar as implicações da

percepção subjetiva do risco, por parte dos agricultores, na definição do nível de produtividade da mão-de-obra, principalmente, nas pequenas unidades de produção.

2.1. Fontes explicativas das diferenças de produtividade da mão-de-obra agrícola

Pesquisando as fontes de diferenças de produtividade da mão-de-obra agrícola, entre países desenvolvidos e em fase de desenvolvimento, HAYAMI & RUTTAN (24) constataram que 95% dessas diferenças eram função da qualidade e quantidade dos recursos disponíveis aos agricultores, tecnologia incorporada ao capital e no trabalho, e capital humano, em termos de educação (geral e especializada), habilidades, grau de conhecimento e a capacidade da população como um todo.

Segundo êsses pesquisadores, os países em fase de desenvolvimento, mesmo sem mudanças na relação terra/homem, podem auferir um significativo incremento na produtividade da mão-de-obra agrícola, de sorte a atingir cerca de 50% dos níveis obtidos pelos de maior desenvolvimento, com o uso de insumo técnicos modernos e a melhoria na qualidade da força de trabalho, simultaneamente, pois, o uso de novos conhecimentos pressupõe um nível educacional adequado para assimilá-los. Essas constatações podem se aplicar à realidade do setor agrícola no Brasil, quando se observa as diferenças existentes entre as grandes regiões, no que tange à disponibilidade dos fatores de

produção convencionais (terra, capital e trabalho) e não convencionais (nível educacional do produtor rural, conhecimento técnico etc), níveis de tecnologia incorporadas no trabalho e ao capital, e a produtividade da mão-de-obra agrícola.

Para SCHULTZ (45), a capacidade do pessoal agrícola é a mais importante fonte de explicação das diferenças de produtividade agrícola entre países. O baixo rendimento agrícola dos países pobres, não deve ser creditado, exclusivamente, aos valores culturais da população rural, quando fatores econômicos asseguram uma explicação satisfatória, como é o caso da baixa produtividade marginal do trabalho. Sendo assim, uma mudança no estado de conhecimento do homem, ou melhoria de suas habilidades, é equivalente à introdução de um novo fator de produção. Contudo, sem a utilização de insumos modernos, a capacidade humana, isoladamente, pouco progresso traz ao aumento da produtividade agrícola - podem funcionar como pré-condições para que novas tecnologias sejam incorporadas, convenientemente, ao processo produtivo tradicional.

LOPES (36), estudando as produtividades médias do trabalho e da terra numa região do Estado de São Paulo, concluiu que suas variações são explicadas por diferenciais nos fatores de produção convencionais, idade e nível educacional do produtor rural, e ocupação no trabalho assalariado em outras unidade de produção. Basicamente, refere-se às categorias de fontes citadas por HAYAMI & RUTTAN (23), acrescido da variável trabalho remunerado em outras unidades de produção, o que, no limite, sugere uma combinação ineficiente da terra com a mão-de-obra, e

a idade do produtor, como fatores influentes na produtividade do trabalho agrícola.

Em sua pesquisa, a autora mostra que a produtividade do trabalho agrícola na região Nordeste corresponde a 53% da média nacional, atribuindo grande parte dessa defasagem, ao baixo nível de mecanização, excesso de mão-de-obra por unidade de área e baixa produtividade da terra. Esta, por sua vez, demonstra a pouca utilização de insumos modernos, principalmente, fertilizantes e sementes melhoradas, a baixa fertilidade natural do solo e, provavelmente, o sistema de cultivo tradicional adotado pelos produtores rurais - combinação de atividades de baixa densidade de renda, uso de variedades de menor potencial produtivo e mais resistentes às adversidades climáticas, práticas culturais tradicionais etc.

Analisando a unidade de produção agropecuária nos sertões semi-áridos do Nordeste, VIANA (53) observou que a produtividade do trabalho aumentou, sensivelmente, com o acréscimo da área das propriedades rurais, variando de Cz\$ 3,83 /H-D, nos estabelecimentos de até 10 hectares, a Cz\$ 17,44 /H-D, naqueles com áreas de mais de 400 hectares, para o mesmo nível de tecnologia. A correlação positiva entre o tamanho dos empreendimentos e a produtividade média do trabalho, indica um excesso de mão-de-obra por unidade de área, por conseguinte, um menor período de ocupação de cada trabalhador durante o ciclo das culturas, significando que a combinação trabalho-terra torna-se mais ineficiente à medida que se reduz a área explorada. Então, dentro de uma mesma região, observa-se

que a combinação dos fatores de produção também contribuem para explicar as variações de produtividade da mão-de-obra, entre unidades produtivas que utilizam a mesma tecnologia.

Segundo o INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL - IPEA (29), a produtividade média da mão-de-obra rural (calculada pela relação, valor do produto bruto/gastos com mão-de-obra) no período 1962/63, apresenta a razão de 2,87 no Ceará e 2,43 em Pernambuco, contra 4,32 no Espírito Santo, 4,37 em Santa Catarina, 4,51 no Rio Grande do Sul, 5,49 em Minas Gerais e 10,50 no Estado de São Paulo. No período de 1950 a 1968, apesar da produtividade da mão-de-obra rural no Nordeste ter crescido a uma taxa superior à da média nacional, a discrepância em termos absolutos aumentou entre elas. O estudo concluiu que esse aumento verificado no Nordeste, não constitui resultado da modernização da exploração agrícola, em relação às demais regiões do Centro-Sul do País, mas, principalmente, efeito da redução da força de trabalho, devido a migração rural-urbana e a migração para outras regiões, permitindo sua utilização mais eficiente com o aumento da relação terra/homem.

Para explicar o aumento da produtividade do trabalho agrícola, a pesquisa do IPEA analisou as seguintes alternativas: a - Aumento dos preços reais da produção agrícola a nível de produtor, o que poderia resultar de um aumento na demanda desses produtos ou de uma melhoria no sistema de comercialização, em favor dos preços recebidos pelos produtores. A pesquisa não demonstrou que o aumento real de preços, também, poderia resultar de redução da oferta, devido perdas da produção em

função de fatores climáticos ou biológicos. Neste caso, os ganhos nas variações positivas dos preços poderiam compensar, ou não, a perda física da produção esperada, implicando num incremento ou redução da produtividade do trabalho agrícola.

b - Elevação dos rendimentos por unidade de área (ou por animal) poderia resultar de um aumento no uso de insumos modernos e/ou na incorporação de terras de maior fertilidade natural. Para um crescimento anual de 4,5% no valor da produção agrícola da região Nordeste, no período de 1950 a 1969, observou-se que o incremento de novas áreas contribuiu com 112,10%, a elevação de rendimentos com apenas 4,0% e a composição do produto com -16,10%. A pesquisa evidenciou que as variações no "portfólio agrícola" podem contribuir para a redução da produtividade da mão-de-obra agrícola, tendo em vista que a variação negativa na composição do produto (-16,10%), implica numa diminuição da razão que avalia essa produtividade.

c - Melhoria da qualidade da mão-de-obra agrícola, sob os aspectos de educação e saúde, podem influir na sua produtividade. O nível educacional mais elevado pode ser responsável pelo aumento do uso de insumos modernos, no período absorvido pela pesquisa, muito embora seja considerado de importância secundária, como fonte explicativa de variação da produtividade da mão-de-obra agrícola. O aspecto de saúde, evidentemente, se reflete na capacidade de trabalho do produtor rural, ou seja, a disposição e a frequência do indivíduo no trabalho influi, diretamente, na sua produtividade.

d - Aumento do uso de insumos combinados com a mão-de-obra.

Quando o uso de insumos implica na melhor utilização da força de trabalho e contribui para aumentar a produtividade da terra, participa diretamente para a melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola.

Conforme se pode observar, os fatores explicativos do aumento da produtividade do trabalho na região Nordeste, ora discutidos, basicamente, representam as fontes de explicação da diferença de produtividade, segundo HAYAMI e RUTTAN (24), SCHULTZ (45), VIANA (53) e LOPES (36), com a inclusão dos preços reais da produção agrícola, o que, naturalmente, é uma fonte contingencial, podendo se verificar a partir de: aumento da renda "per capita" no setor não-agrícola, redução de safra induzida por preços não compensadores em anos anteriores, perdas devido a "seca" etc.

2.2. Influência do risco sobre a eficiência da unidade de produção

Dentro dos princípios de alocação eficiente de recursos, o agricultor racional deveria operar em seu empreendimento num nível tal que a receita marginal seja igual ao custo marginal, quando o produto médio for maior que o produto marginal, logicamente, supondo-se o conhecimento perfeito sobre o resultado do processo produtivo e os preços dos produtos. Nessas condições, a maior preocupação do agricultor maximizador de lucro, seria a otimização do uso do fator mais restritivo disponível, e, para aquele mais propenso a maximizar

utilidade, seria assegurar uma produção mínima suficiente para a subsistência da família.

Para o maximizador de utilidade, a produção tende a ficar, basicamente, na dependência dos fatores de produção tradicionais disponíveis - força de trabalho familiar e a terra -, já que o capital é um fator bastante escasso. Entretanto, a presença constante do risco de rendimentos e de preços, influencia as decisões dos pequenos produtores rurais, afetando a aplicação dos princípios de economia agrícola na administração de seu empreendimento, implicando na redução da eficiência técnica e econômica do processo produtivo.

Para CASTLE (8), as incertezas dentro da unidade de produção estão na consciência dos tomadores de decisões que, embora não possam exercer total controle sobre elas, adotam medidas de precaução para atenuar ou anular seus efeitos, as quais, além de suas limitações naturais, representam um certo custo para o agricultor. Entre as principais medidas de precaução, destacam-se:

- a flexibilidade do plano de exploração, que visa aumentar a capacidade da empresa agrícola enfrentar as condições adversas do ambiente, resultando no emprego de recursos que podem, ou não, ser absorvidos pelo processo produtivo, por conseguinte, deslocando a combinação ótima dos insumos fixos e variáveis, o que tende a aumentar o custo médio de produção;
- a administração dos bens conforme a percepção subjetiva do risco, o que implica, basicamente, na redução do uso de recursos na exploração agrícola, que tem como finalidade, assegurar um

capital líquido para fazer face às necessidades da família, quando houver frustração da produção - a base técnica de produção tende a ficar subutilizada, concorrendo para reduzir expectativas de renda na atividade agrícola;

- a diversificação da produção, que se destina, principalmente, a reduzir a variabilidade da renda agrícola, quase sempre implica na renúncia de possibilidades para a obtenção de melhores rendas, com a alocação de parte dos recursos disponíveis em atividades que oferecem menores ganhos marginais no momento - representa um custo de oportunidade, em relação às explorações mais rentáveis que, via de regra, apresentam maior predisposição aos fatores de risco. Além disso, vale salientar que a diversificação da produção tem duas fortes limitações à sua eficiência como redutora de risco: uma, é que os preços dos produtos agrícolas têm demonstrado uma tendência de serem positivamente associados entre si - quando uns preços decrescem, não significa que outros, necessariamente, aumentam de forma compensadora; a outra limitação, é que rendimentos de diversos produtos tendem a ser positivamente associados, quando uma mesma condição restringe a produção de todos eles. Então, pode-se dizer que a diversificação de atividades só é eficiente para reduzir o risco, se elas forem negativamente, ou pouco positivamente, correlacionadas, diante de um fator causador de perdas físicas e/ou financeiras.

As referidas medidas de precaução foram constatadas na região Nordeste por JOHNSON (31), quando ele observou que os pequenos agricultores do sertão reagem ao risco: tentando

maximizar a sua segurança, cultivando e estocando produtos para subsistência da família, portanto, renunciando às oportunidades de investimentos em outras culturas que sejam mais rentáveis no momento; diversificando a produção em variedades de terra e culturas; e mantendo contratos de venda com comerciantes patrões, vizinhos etc, mesmo sendo dispendiosos para si.

Observa-se então, que os procedimentos adotados pelos produtores, para se precaverem dos riscos que assolam as atividades agrícolas, tendem a provocar uma expansão dos custos fixos, em relação aos custos variáveis, resultando num combinação ineficiente desses insumos, do ponto de vista técnico e econômico.

Analisando a administração do risco na produção agrícola, JOLLY (30) destaca duas estratégias básicas para o agricultor atenuar os seus efeitos: uma, refere-se ao controle dos fatores causadores de risco, ou de exposição ao risco; a outra, baseia-se no controle do impacto do risco sobre a atividade agrícola - assume-se o risco como incontrolável, totalmente, a nível de unidade de produção. Enquanto a primeira estratégia envolve medidas defensivas (seleção e diversificação de empreendimentos, várias alternativas de comercialização, seguro rural, programas de preços mínimos e escala de operação), a segunda trata de medidas combativas, que influenciam a capacidade do negócio agrícola para enfrentar as adversidades do ambiente e explorar suas oportunidades (maior grau de alavancagem operacional⁴, manutenção de crédito e reserva

4. Segundo GITMAN (20), alavancagem operacional é a capacidade da empresa usar sua base fixa de produção para aumentar os efeitos da escala de vendas sobre a renda líquida.

financeira, contratos operacionais, aumento de produtividade e eficiência do processo produtivo).

Dentre essas medidas, algumas podem ser utilizadas pelos pequenos agricultores do Nordeste, mas, sempre tenderão a aumentar custos operacionais, quais sejam, aumento da alavancagem, reserva financeira, seguro rural e diversificação da comercialização, bem como, a reduzir a expectativa de renda, como é o caso da diversificação da produção. Apenas a escala de operação e o aumento de produtividade poderiam resultar numa melhoria do retorno bruto esperado, quando predomina riscos relativos à flutuações de preços.

A respeito da alavancagem operacional, citada por JOLLY (30) como medida de reação ao impacto do risco na produção agrícola, GITMAN (20) afirma que um maior grau de alavancagem operacional, geralmente, está associado a um maior volume da produção necessária para cobrir os custos fixos, por conseguinte, maior será o nível de risco da empresa, até que se alcance o seu ponto de nivelamento.

Por outro lado, tem sido observado que o simples fato de uma nova tecnologia disponível propiciar melhores rendimentos do que a tradicional, não conduz a uma pronta adoção por parte de pequenos produtores rurais. GOMES (21) afirma que o maior risco inerente aos sistemas de produção mais tecnificados, associado à instabilidade de preços e à baixa lucratividade dos produtos domésticos, induz o pequeno agricultor a preservar sistemas intensivos nos fatores de produção tradicionais - terra e trabalho. A adoção de novas tecnologias suscita uma vantagem

econômica sobre a tecnologia tradicional, que seja suficiente para cobrir o "custo subjetivo", representado pelas dificuldades e sacrifícios que o pequeno agricultor terá que superar na mudança do sistema produtivo (PAIVA, 40).

Para ACCARINI (1), a possibilidade de ocorrência de riscos associados a agentes biológicos e climáticos, constituindo-se em fontes permanentes de insegurança para o pequeno agricultor, funciona como um fator de desestímulo à demanda de crédito e ao emprego de técnicas modernas e dispendiosas, ante a incerteza de colheita que, aliás, pode não ocorrer conforme sua previsão.

HIEBERT (27) constatou que o produtor avesso a risco (característica marcante dos pequenos agricultores), tende a limitar as condições de obtenção da renda agrícola, a um nível inferior ao possível, quando aumenta a variância da renda líquida em função de um acréscimo na expectativa de renda global.

PASTORE (42), estudando as decisões técnicas em condições de incerteza, através da teoria dos jogos (modelo de WALD), constatou que o agricultor de subsistência tende a escolher a melhor alternativa tecnológica entre as piores, com o propósito de reduzir, ao mínimo, as possibilidades de perda. Isto sugere uma provável associação entre a resistência às inovações tecnológicas e fatores pessoais (baixo estoque de informações sobre novas tecnologias, incompatibilidade de técnicas com usos e costumes, estrutura familiar, idade etc) que, certamente, influenciam na configuração do grau de incerteza.

Em pesquisa realizada no sertão do Ceará, região altamente sujeita às adversidades climáticas, DILLON & MESQUITA (13) constataram que os pequenos produtores rurais consideram fatores de risco, quando decidem sobre o local e o tamanho da plantação de feijão (caupi) e aumentam sua aversão ao risco, à medida que a subsistência da família se torna menos segura. Isto indica que o pequeno agricultor tenta conseguir, primeiramente, a sua subsistência, para então se preocupar com o aumento na renda da unidade de produção. Quer dizer: os pequenos produtores preferem reduzir as possibilidades de obter maior renda, quando percebem a incerteza de rendimentos futuros, ou então, alocam os recursos de forma a obterem a renda desejada, com o mínimo de risco possível.

Por outro lado, FERREIRA (16) defende que as oportunidades para reduzir o risco e/ou aumentar os níveis de renda esperada, simplesmente realocando os recursos disponíveis, parecem muito limitadas na região Nordeste. Torna-se necessário o desenvolvimento de novas tecnologias e a busca de atividades alternativas, por parte dos órgãos de pesquisa, com vistas à melhoria das condições de vida do rural, no seu próprio ambiente. Nesse particular, pode-se admitir que o caminho mais curto para melhorar a renda do pequeno produtor, deve contemplar a redução dos riscos que assolam a unidade de produção, especificamente, identificando e adaptando estratégias tecnológicas e gerenciais que possibilitem a diminuição da variabilidade do retorno bruto esperado.

Considerando que o grau e as condições de risco tendem

a influenciar o comportamento dos pequenos produtores, quando da tomada de decisão sobre o que, quanto e como produzir, segundo PASTORE (42), CASTLE (8), DILLON & MESQUITA (13) e HIEBERT (27), pode-se afirmar que esse fator assume um papel decisivo na definição do tamanho e composição do empreendimento e na incorporação de novas técnicas ao processo produtivo tradicional. De acordo com as pesquisas de HIEBERT (27), DILLON (11) e MOUTINHO et alii (38), a adoção de inovações tecnológicas pode ser favorecida com a inclusão das perspectivas de risco nas informações a serem difundidas, desde que oriente melhor os produtores na sua avaliação subjetiva. Isso permite deduzir que o grau de conhecimento sobre o risco que as novas técnicas incorporam ao processo produtivo tradicional, influencia o nível de sua adoção pelos pequenos produtores, mesmo quando essa técnicas se lhes parecem vantajosas. Como isso tem sido pouco considerado, pelas instituições de geração e difusão de tecnologia, o risco tende a atuar como verdadeiro obstáculo à incorporação de insumos modernos nos sistemas de produção tradicionais segundo MOUTINHO et alii (38) e LEITE (34).

Outras considerações relevantes do comportamento avêso ao risco, constatadas por ANDERSON & FEARON (5), se refletem na tendência de pequenos agricultores em reduzir (ou evitar) a utilização de insumos modernos, diversificar e limitar seus empreendimentos, diminuindo a expectativa de renda agrícola, como estratégias de convivência com os fatores de risco. Não obstante os efeitos na redução da eficiência técnica e alocativa dos fatores de produção, a administração do risco

procura integrá-lo na tomada de decisão dos agricultores, melhorando, efetivamente, a eficácia do processo produtivo em condições de risco.

Então, pode-se deduzir que os fatores de risco tendem a influenciar a eficiência técnica e econômica da unidade de produção: objetivamente, acarretando perdas físicas e de renda, em função da variação negativa nas relações de preços; e, subjetivamente, determinando a atitude dos pequenos agricultores no uso de fatores de produção, seja adotando medidas de precaução contra as incertezas ou reforçando sua resistência à adoção de tecnologias modernas, compatíveis com a melhoria da produtividade dos fatores tradicionais, terra e trabalho.

O conhecimento dos fatores que exercem influência na percepção subjetiva do risco de acordo com GEORGE (18), bem como, políticas destinadas a reduzir seus efeitos ou a aversão dos agricultores à sua presença, conforme WIENS (54), podem ser importantes instrumentos para possibilitar mudanças no processo produtivo que resultem, efetivamente, em menor variabilidade da renda agrícola e maior produtividade dos fatores de produção tradicionais, por conseguinte, contribuam para melhorar a viabilidade técnica e econômica da unidade de produção, em condições adversas de clima e de relações de preços.

2.3. Interveniência do risco na definição da produtividade da mão-de-obra agrícola

A incorporação do risco como um fator interveniente

na definição do nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, nas unidades de produção familiar, se fundamenta nas pesquisas que identificam as fontes explicativas das diferenças dessa produtividade, entre países, regiões e unidades de produção, desenvolvidos e em desenvolvimento, e nas que analisam a influência subjetiva do risco, sobre o uso dos fatores de produção, quando da seleção e composição dos empreendimentos, por parte dos pequenos produtores rurais.

De acordo com os estudos de HAYAMI & RUTTAN (34), IPEA (29), LOPES (36), SCHULTZ (45) e VIANA (53), a diferença de produtividade da mão-de-obra agrícola, tem como principais fontes de explicação: a qualidade e a quantidade dos fatores de produção disponíveis, a tecnologia incorporada ao capital e no trabalho, a capacidade pessoal do agricultor e a ocupação da força de trabalho dentro da própria unidade de produção e com serviços prestados a terceiros.

Por outro lado, nas pesquisas desenvolvidas por ACCARINI (1), ANDERSON & FEARON (5), DILLON & MESQUITA (13) e outros, foi constatado que os fatores de risco, além de suas implicações diretas com a variabilidade do produto agrícola, influenciam, significativamente, o comportamento dos pequenos agricultores, na alocação de recursos tradicionais e no uso de tecnologias modernas em suas atividades. Com efeito, a presença do risco induz o pequeno agricultor a restringir o uso de fatores tradicionais (terra e trabalho) e a aumentar sua resistência à incorporação de insumos e práticas agrícolas modernas, na sua unidade produtiva.

A restrição no uso dos fatores de produção, bem como, a preferência pela tecnologia tradicional, evidentemente, tende a limitar a expectativa de obtenção da produção, a um nível menor do que às reais possibilidades da unidade produtiva, afetando, diretamente, a produtividade da mão-de-obra agrícola. Então, pode-se deduzir que a presença constante do risco na atividade agrícola, implica em sua interveniência para definição dessa produtividade, nas pequenas unidades produção.

Sendo assim, é de se esperar que as instituições públicas que atuam em favor do desenvolvimento do meio rural, em uma dada região, procurem se conscientizar das circunstâncias em que se opera na agricultura, interpretando o risco como uma variável endógena ao processo produtivo, e com o qual, naturalmente, os produtores terão de conviver, quando da elaboração de estratégias destinadas à melhoria das condições sócio-econômicas do setor agrícola.

3. HIPÓTESES E PRESSUPOSIÇÕES

3.1. Hipóteses

Para comparação da associação do risco da atividade agrícola com a baixa produtividade da mão-de-obra, nas pequenas unidades de produção do Nordeste, o presente estudo se propõe testar as seguintes hipóteses:

Hipótese - 1. Se o risco tende a induzir o comportamento dos pequenos agricultores, no sentido de reduzir a eficiência dos recursos produtivos disponíveis, então, pode ser considerado um fator de restrição à melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola;

Hipótese - 2. Se o pequeno agricultor tende a reforçar sua resistência às inovações tecnológicas, ante a percepção subjetiva do risco que elas podem acarretar ao sistema produtivo tradicional, então, está restringindo as condições essenciais para melhoria da produtividade da mão-de-obra na sua unidade de produção;

Hipótese - 3. Em condições de risco, a inclusão da atividade pecuária no "portfólio agrícola" tende a reduzir a variabilidade da produtividade da mão-de-obra, nas pequenas unidades produtivas da região Nordeste.

3.2. Pressuposições

Para facilitar a compreensão e análise de algumas variáveis na comprovação das hipóteses, assume-se as seguintes pressuposições:

- Considerando que o estudo trata de pequenas unidades de produção, não há diferenciação significativa na qualidade da força de trabalho que opera na exploração agrícola, que, aliás, é constituída, predominantemente, pelos membros da família do agricultor;

- Os agricultores são racionais, portanto, na ausência de risco tendem a adotar planos de exploração que otimizem o uso dos recursos disponíveis;

- Os pequenos agricultores reagem com aversão ao risco, enquanto não asseguram uma produção suficiente para a manutenção da família, só admitindo uma maior expectativa de renda, se percebem uma menor variabilidade, ou então, só adotando alternativas tecnológicas para reduzir o risco, se o retorno médio esperado não diminuir;

- A produção agrícola se desenvolve numa situação de mercado eficiente, isto é, todos os agricultores têm as mesmas condições de acesso às informações de preços e ao mercado de produtos e fatores.

4. METODOLOGIA

4.1. Área de estudo

A pesquisa foi desenvolvida em duas micro-regiões homogêneas do Piauí, sendo uma situada na região norte - Baixo Parnaíba Piauiense - e outra na região central do Estado - Valença do Piauí.

A micro-região Baixo Parnaíba Piauiense (MRH - 45), composta de nove municípios, foi representada pelo de Buriti dos Lopes para a coleta dos dados de interesse da pesquisa. Trata-se de um município que apresenta características fisiográficas próximas das características da referida micro-região, que ocupa uma área de 1.704 Km² (cerca de 19% da área total da micro-região) e possui uma população residente de 25.841 habitantes, dos quais 83% vivem no meio rural (FIBGE, 17). Em quase toda extensão territorial, o município dispõe de recursos hídricos, superficial e subterrâneo, destacando-se os rios Parnaíba, Longá e Pirangí e um aglomerado de lagoas cheias, em que se cultivam cerca de 5.300 hectares de arroz irrigado (estimativa para 1986). A sede do município dista 302 Km da Capital do Estado e 37 Km da cidade de Parnaíba, que é o

principal centro comercial do norte do Piauí, ficando situada às margens da rodovia que liga esses dois centros urbanos.

A micro-região de Valença do Piauí (MRH - 49), que engloba dez municípios da região central do Estado, teve como representante o município de Valença. Trata-se de um município que se identifica muito bem com a micro-região a que pertence, possui uma extensão de 2.092 Km² (cerca de 15% da área total da micro-região) e uma população residente de 18.943 habitantes, dos quais 58% vivem no meio rural (FIBGE, 17). O município de Valença tem características típicas do semi-árido nordestino, com poucos recursos hídricos, cuja atividade agrícola, historicamente, tem sido mais afetada pelas irregularidades pluviométricas do que os municípios do norte do Estado, como é o caso de Buriti dos Lopes. A sede fica a 210 Km da Capital do Estado e cerca de 100 Km da cidade de Picos, que é o principal centro comercial da região, estando situada às margens da rodovia que liga essas duas cidades.

Não obstante as diferentes características fisiográficas (Quadro - 3), os dois municípios selecionados para a pesquisa demonstram, praticamente, as mesmas proporções de atividade agrícolas, bem como, tamanho médio de estabelecimento por classe de área e a distribuição proporcional das condições de uso da terra (Quadro - 4) e podem representar duas situações, comumente, encontradas na região Nordeste.

Quadro - 3. Aspectos fisiográficos dos municípios de Buriti dos Lopes e Valença, do Estado do Piauí.

Aspectos fisiográficos	Buriti dos Lopes	Valença
Precipitação pluviométrica ¹		
- médial anual	1.589,0 mm	954,3 mm
- desvio-padrão	526,4 mm	199,3 mm
- máxima anual	2.588,1 mm	1.297,2 mm
- mínima anual	997,7 mm	652,6 mm
- maior concentração	Jan-Junho	Dez-Abril
Clima, segundo classificação de KOPPEN ²	AW'	BSh
Temperatura média anual ²	27°C	26°C
Altitude ¹	23 m	480 m

Fontes: (1) Banco de dados hidroclimatológicos do Nordeste - Sistema de pluviometria / SUDENE - Série histórica: 1.962 a 1978.

(2) SUDENE / DNOCS.

A escolha de áreas com características fisiográficas diferentes e, praticamente, as mesmas condições de acesso às informações tecnológicas, aos mercados de produtos e fatores, bem como, aspectos da exploração agrícola semelhantes, teve como propósito a obtenção de dados que favorecessem a análise das variáveis incluídas no modelo e da associação do risco com a produtividade da mão-de-obra agrícola, com a comparação dentro e entre as micro-regiões estudadas.

Quadro - 4. Aspectos da exploração agrícola nos municípios de Buriti dos Lopes e Valença, do Estado do Piauí (1980).

Aspectos da exploração agrícola	Buriti dos Lopes	Valença
Exploração predominante:		
- agricultura	83,8%	82,2%
- pecuária	14,3%	15,2%
- agropecuária	1,0%	1,6%
- outros	0,9%	0,8%
Tamanho médio do estabelecimento:		
- até 10 ha	1,3 ha	2,3 ha
- 10 a 50 ha	26,4 ha	20,7 ha
- 50 a 100 ha	68,0 ha	70,8 ha
- 100 a 200 ha	133,3 ha	133,1 ha
- acima de 200 ha	1.057,0 ha	850,5 ha
Condição de uso da terra:		
- proprietário	11,4%	27,7%
- arrendatário	0,3%	1,0%
- parceiro	69,6%	60,0%
- ocupante	18,7%	11,3%

Fonte: Dados básicos, FIBGE - Censo agropecuário, 1980.

4.2. Amostragem e coleta dos dados

Os dados foram coletados de uma amostra aleatória de unidades de produção familiar, de proprietários que administram, diretamente, seus empreendimentos, representando um estrato que engloba mais de 90% do total de propriedades rurais, em cada um dos municípios destacados para a pesquisa. A opção de desenvolver os estudos junto à unidade familiar⁵, foi em razão dos produtores tomadores de decisões demonstrarem o mesmo nível de restrições quanto às inovações tecnológicas, às relações produtor-terra e às relações produtor-trabalhador, e a produção obtida ainda não ser suficiente, de fato, para manutenção condigna de sua família.

Naturalmente, se os pequenos produtores não conseguirem obter a sua subsistência, dentro da unidade produtiva, passam a trocar serviços por produtos, em médias e grandes propriedades, reduzindo o excedente comercializável da produção agrícola que seria destinado ao setor urbano.

Os produtores entrevistados correspondem a 10% da população de proprietários rurais, de até 100 hectares de terra,

5. A unidade de produção familiar é entendida como aquela que opera predominantemente, com a força de trabalho familiar numa área modular, que segundo ALENCAR e MOURA F^o(2), pode ser classificada nas seguintes categorias: **empresa familiar**, quando apresenta uma exploração especializada, com alto grau de capitalização e a produção voltada para o mercado; **camponesa**, quando opera com produção diversificada voltada, basicamente, para a subsistência da família e a manutenção da terra; **neo-camponesa**, quando apesar de operar com relativo grau de capitalização e a produção ser orientada para o mercado, a renda líquida obtida é suficiente, apenas, para a subsistência da família; **híbrida**, que apresentam características específicas de dois ou mais dos tipos citados.

em cada município, ficando o de Buriti dos Lopes com uma amostra de 75 proprietários e o de Valença com uma de 68, selecionados com auxílio de uma tabela de números aleatórios (Apêndice - 2).

Os dados específicos, relacionados com as atividades agrícolas e com as características individuais dos produtores rurais pertinentes às amostras, foram coletados por meio de entrevistas com questionário estruturado, sendo aplicados diretamente nas unidades de produção. Para isso, foram selecionados, em cada um dos municípios, dois engenheiro agrônomos com larga experiência em extensão rural no Estado do Piauí, e atuando nos municípios envolvidos pela pesquisa há mais de oito anos, os quais, historicamente, têm demonstrado um bom relacionamento com os produtores rurais.

Os questionários foram estruturados com informações de cunho pessoal do tomador de decisão (nome, idade, escolaridade, experiência agrícola na região etc), relacionadas com o processo produtivo (disponibilidade de mão-de-obra, terra, animais máquinas, inversões fixas, insumos utilizados etc), com a relações de mercado (preços de fatores e produtos, tipo de comercialização, destino da produção etc) e notas das unidades de produção.

As informações relacionadas com a produção, produtividade e preços dos produtos agrícola, foram obtidas nos arquivos e relatórios da EMATER-PI, cujos dados básicos são provenientes da FIBGE e de pesquisas realizadas para a Fundação Getúlio Vargas.

Todos os valores monetários coletados junto às

unidades de produção e da série histórica de preços de produtos agrícolas e de mão-de-obra, no período de 1973 a 1986, foram corrigidos com base nos índices médios do ano de 1989, de preços pagos e preços recebidos pelos agricultores do Estado do Piauí, extraídos da revista Conjuntura Econômica / FGV.

4.3. Concepção e operacionalização das variáveis

Para a averiguação das hipóteses, o modelo conceitual foi constituído por uma variável dependente, que representa o grau de desempenho das unidades de produção familiar, seis variáveis independentes, consideradas como "proxy" dos fatores de produção convencionais (terra, capital e trabalho) não-convencionais (estágio de tecnologia e habilidade administrativa), e uma variável interveniente, que pode influenciar, significativamente, o uso desses fatores, representada pelos componentes do risco da atividade agrícola.

4.3.1. Produtividade da mão-de-obra agrícola (PMO)

A utilização da produtividade da mão-de-obra agrícola, como critério de mensuração do desempenho do setor agrícola em unidades de produção, regiões e países, favorece a análise mais abrangente da situação, porquanto, este indicador permite a agregação das diferenças e variações em qualidade, quantidade e uso dos fatores de produção, convencionais e não-convencionais, bem como, reflete os aspectos relacionados a densidade

demográfica rural, ocupação da força de trabalho, flutuações nas relações de preços, entre outros.

Diversas pesquisas⁶ identificaram e analisaram vários fontes de explicação das variações da produtividade do trabalho agrícola, entre países, regiões e unidades produtivas, e usaram esse indicador como um dos critérios hábeis para avaliar o estágio de desenvolvimento do setor agrícola e comparar diferentes situações. Geralmente, as conclusões dessas pesquisas tendem a se transformar em subsídios para o redirecionamento das políticas agrícolas, definição de modelo de intervenção governamental, adequação de sistemas de exploração agrícola etc, com a expectativa de promover a melhoria ou reduzir as disparidades do estágio de desenvolvimento desse setor, entre regiões e países. Isso pressupõe a necessidade de se quantificar a produtividade da mão-de-obra agrícola, de modo que possa representar, efetivamente, o desempenho do setor agrícola no contexto econômico, social e tecnológico de uma dada situação.

FERREIRA (16) determinou a produtividade da mão-de-obra, com a relação: retorno bruto esperado por hectare/total de homens-dia por hectare (ou por animal), utilizados na obtenção da produção. VIANA (53) calculou o índice pela relação: valor do produto bruto/total de homens-dia, utilizados na obtenção da produção agrícola. Em ambos os casos, o índice representa o volume monetário auferido por cada homem-dia, na sua atividade agrícola, portanto, podendo ser afetado pela variação anual dos níveis de preços dos produtos,

6. HAYAMI & RUTTAN (24), LOPES (36), SCHULTZ (45), IPEA (29) e VIANA (53).

quando analisado ao longo de um período. Com efeito, um aumento real nos preços dos produtos cultivados, devido a influências de fatores externos, redundaria num "aumento" da produtividade da mão-de-obra agrícola sem que isto represente, necessariamente, melhoria na eficiência do processo produtivo, bem como, uma redução nos níveis de preços poderia inibir os efeitos de avanços tecnológicos obtidos no setor agrícola.

PATRICK (43) definiu o índice em questão, como o valor da produção agrícola por unidade monetária dispendida com mão-de-obra, através da relação: valor bruto da produção agrícola/valor da mão-de-obra utilizada para sua obtenção. Este modelo reduz parte dos efeitos das flutuações nos preços reais dos produtos e da mão-de-obra, quando eles são positivamente correlacionados. Contudo, não consegue captar a intensidade de ocupação da mão-de-obra agrícola, durante o ano, principalmente quando se analisa resultados em série histórica e/ou se compara o índice de regiões diferentes.

Sendo assim, pode-se deduzir que os modelos utilizados por FERREIRA (16), VIANA (53) e PATRICK (43) não mostram, necessariamente, as variações nos níveis de produtividade da mão-de-obra agrícola, devido modificações na intensidade do trabalho, para uma dada relação terra/homem. Quer dizer, o aumento ou a redução do nível de ocupação da força de trabalho, certamente contribuindo para aumentar ou diminuir a produção agrícola, respectivamente, poderia não acarretar mudança significativa no índice, quando o trabalho realizado dentro da unidade produtiva está, diretamente, relacionado com o volume da produção obtida.

Supondo o caso de uma unidade de produção que cultiva lavouras de sequeiro e irrigada, nos períodos chuvosos e seco, ao se calcular a produtividade da mão-de-obra agrícola pela relação $VBP/NQH-D^7$ ou $VBP/VNQH-D^8$, poder-se-ia obter um índice menor do que uma outra que cultivasse apenas uma dessas lavouras "ceteris paribus". Provavelmente, a unidade de produção com maior intensidade de cultivo (sequeiro e irrigado) possibilitará a obtenção de maior volume de renda bruta durante o ano, empregando a mesma força de trabalho disponível.

MELNICK (37), ao sugerir a utilização da produtividade da mão-de-obra agrícola, para a avaliação de projetos com efeitos sociais, indica a razão entre o valor bruto da produção e as unidade monetárias equivalentes ao número de horas-homem, dias-homem ou anos-homem, necessários para sua obtenção, para mensurar essa produtividade.

Embora o uso do ano-homem⁹, como indicador da força de trabalho, dê uma noção aproximada do nível de ocupação da mão-de-obra no ano de obtenção de uma dada produção agrícola, ainda não reflete, satisfatoriamente, esse nível com relação à força de trabalho que está disponível para realizar e produção.

Para contornar essa questão, foi adaptado um modelo que, além de expressar a produtividade da mão-de-obra agrícola,

7. Valor bruto da produção/número de homens-dia utilizados na obtenção da produção agrícola.

8. Valor bruto da produção/valor dos homens-dia gastos na obtenção da produção agrícola.

9. Ano-homem, segundo MELNICK (37), corresponde ao número de dias de trabalho disponíveis no período de um ano, que pode ser ocupado pela força de trabalho agrícola (= equivalente-homem).

reflete o nível de ocupação da força de trabalho disponível para a atividade, atribuindo um maior valor para aquela unidade de produção que, efetivamente, esteja oferecendo uma melhor remuneração anual pelo trabalho realizado na obtenção produção. Com efeito, a produtividade da mão-de-obra agrícola, variável dependente do modelo conceitual, foi obtida pela relação: valor bruto da produção agrícola/valor correspondente ao total de equivalentes-homem disponíveis para a atividade agrícola, na unidade de produção observada. Esta relação resulta num índice que expressa o número de equivalentes-homem correspondente ao valor da produção agrícola, relativa a cada equivalente-homem disponível na unidade produtiva, quer esteja envolvido na obtenção dessa produção ou não, o qual parece mais satisfatório para mensurar o desempenho do setor agrícola, inclusive, refletindo o nível de ocupação da força de trabalho, do lado do produtor rural.

Para o cálculo da produtividade da mão-de-obra agrícola, em cada unidade de produção incluída nas amostras, utilizou-se a seguinte fórmula:

$$PMO_j = \frac{VBP_j}{VEqs-H_j}$$

onde PMO_j = produtividade da mão-de-obra agrícola da j -ésima unidade de produção;

VBP_j = soma do valor de mercado do volume de produção de todas as atividades agrícolas, incluindo o valor

da remuneração pelos serviços prestados a terceiros, da j -ésima unidade de produção;

$VEqs-H_j$ = valor correspondente à remuneração do número de equivalentes -homem existentes e disponíveis para a atividade agrícola, considerando uma situação de plena ocupação, da j -ésima unidade de produção.

Assim como os modelos sugeridos pelos autores citados nessa pesquisa, observa-se que a fórmula proposta, também apresenta as limitações relativas aos efeitos das flutuações nos preços dos produtos e da mão-de-obra, devido influência de fatores externos, tais como: política cambial, nível de emprego no setor industrial urbano etc. Entretanto, não apresenta muita deficiência para o presente estudo, em razão das flutuações de preços se constituírem como fatores de risco e então, o próprio índice pode captar grande parte de sua influência sobre o estado da exploração agrícola.

4.3.2. Tamanho da exploração agrícola (L)

Nas pequenas unidades de produção, a terra é um dos fatores de maior relevância para a determinação da escala de produção agrícola. Sendo assim, a relação área agricultável/homem poderá ser considerada uma das fontes de explicação das diferenças observadas entre as produtividades da mão-de-obra agrícola de países e regiões, conforme pesquisas de HAYAMI & RUTTAN (24), VIANA (53) e IPEA (29).

Como a percepção subjetiva do risco induz o pequeno

produtor rural a reduzir a área cultivada (DILLON & MESQUITA, 13), o uso da terra poderá influenciar a produtividade da mão-de-obra, independentemente da relação terra/homem de uma dada região. Isto é, mesmo que haja disponibilidade de área agricultável nas pequenas unidades de produção, a simples presença do risco tende a restringir o seu uso na exploração agrícola, dada a aversão dos produtores a este fator.

Com base nessas considerações, a variável independente em questão foi quantificada pela relação: área cultivada com lavouras anuais/número de equivalentes-homem disponíveis para a atividade agrícola, na unidade de produção observada. Esta variável representa o fator terra, no processo produtivo, e expressa a área cultivada relativa a cada equivalente-homem da unidade de produção, através de um número obtido pela seguinte fórmula:

$$L_j = \frac{Ha_j}{Eqs - H_j}$$

onde: L_j = tamanho da exploração agrícola da j -ésima unidade de produção;

Ha_j = área total cultivada com lavouras anuais da j -ésima unidade de produção;

$Eqs-H_j$ = número de equivalente-homem disponíveis para o trabalho agrícola, da j -ésima unidade de produção.

4.3.3. Estágio de tecnologia (T)

Esta variável independente foi utilizada para representar a influência dos insumos modernos na produtividade da mão-de-obra agrícola, principalmente, no que tange a fertilizantes e máquinas, que HAYAMI & RUTTAN (24) constataram como responsáveis por 25% da explicação da diferença dessa produtividade, entre países desenvolvidos e em desenvolvimento, e LOPES (36) e IPEA (29) verificaram sua significativa influência na sua variação entre regiões no Brasil.

A variável em questão procura estabelecer a discriminação do estágio tecnológico atual das unidades de produção, com o propósito de evidenciar a associação entre a percepção subjetiva do risco e o uso de insumos modernos, pelos pequenos produtores rurais, bem como, a influência dessa associação para com o nível de produtividade de sua mão-de-obra agrícola.

Segundo CONTADOR (10), o estágio tecnológico de uma unidade de produção, num dado momento, pode ser qualificado através de indicadores técnicos e agregado num índice. Para isso, pode-se usar a seguinte fórmula geral:

$$T_j = \sum_{i=1}^K g_i \left(\frac{t_{ij}}{t_i^*} \right) + \sum_{i=K+1}^L h_i \left(\frac{t_{ij}}{t_i^*} \right) + \sum_{i=L+1}^M w_i \left(\frac{t_{ij}}{t_i^*} \right)$$

onde: T_j = estágio tecnológico da j -ésima unidade de produção;

g_i, h_i, w_i = pesos arbitrários atribuídos aos i -ésimos indicadores técnicos;

K, L, M = número de indicadores com pesos arbitrários iguais a g, h e w , respectivamente;

t_{ij} = i -ésimo indicador técnico da j -ésima unidade de produção;

t_i^* = i -ésimo indicador técnico médio, obtido entre as unidades de produção que melhor utilizam esses indicadores e representam 5% do total de unidades observadas.

No presente estudo, o estágio tecnológico de cada unidade de produção foi definido pelo mesmo mecanismo adotado por CONTADOR (10), porém, com pesos arbitrários dos indicadores adaptados às condições da área objeto da pesquisa e o acréscimo de uma constante à fórmula geral, para evitar problemas no ajuste da função.

O índice utilizado para mensurar o estágio tecnológico das unidades de produção, foi construído com base no seguinte procedimento:

a) Quantificação dos indicadores técnicos (t_i), conforme as orientações abaixo:

t_1 = quilogramas de adubo químico aplicados/hectare cultivado com lavouras anuais e perenes, e pastagens;

t_2 = toneladas de calcário incorporadas/hectare cultivado com lavouras anuais;

t_3 = horas-máquinas à tração motora utilizadas/hectare cultivado com lavouras anuais e perenes, e pastagens;

- t_4 = valor da ração concentrada ministrada/unidade monetária aplicada no rebanho, bovino, caprino e ovino;
- t_5 = hectares de pastagens cultivados (corte e pastoreio)/unidade animal¹⁰;
- t_6 = valor do total de defensivos agrícolas adquiridos no ano observado/hectare cultivado com lavouras anuais e perenes;
- t_7 = toneladas de adubo orgânico usadas/hectare cultivado com lavouras anuais e perenes;
- t_8 = horas-máquinas à tração animal utilizadas/hectare cultivados com lavouras anuais;
- t_9 = valor do volume de sementes e/ou mudas melhoradas plantadas/hectare de lavouras anuais e perenes;
- t_{10} = valor total de medicamentos, vacinas e sal mineral utilizados/unidade monetária aplicada no rebanho, bovino, caprino e ovino.

b) Estimativa dos pesos atribuídos para cada indicador técnico, com base no grau de dificuldade com que os pequenos produtores incorporam esses insumos agrícolas no processo produtivo, dado suas condições sócio-econômica-culturais, através da técnica de juízes orientada por GOODE & HATT (22) e com a participação de desesseis profissionais de ciências agrárias, entre: pesquisadores, extensionistas, professores, produtores rurais e promotores de venda. Os escores atribuídos pelos juízes resultaram numa média ponderada para cada indicador (Apêndice - 5),

10. A conversão dos rebanhos bovinos, caprino e ovino em unidade animal, obedeceu aos seguintes critérios: touro, boi = 1,5 UA; vaca = 1,0 UA; novilhos = 0,75 UA; garrotes = 0,3 UA; bezerros = 0,15 UA; caprino, ovino = 0,08 UA. Estes coeficientes foram estabelecidos de acordo com o peso médio das respectivas espécies e categorias, no Estado do Piauí.

pelos quais se obteve os seguintes pesos relativos:

$g = 0,12$ para os indicadores técnicos t_1, t_2, t_3 e t_4 ;

$h = 0,10$ para os indicadores técnicos t_5 e t_6 ;

$w = 0,08$ para os indicadores técnicos t_7, t_8, t_9 e t_{10} .

de tal maneira que:

$$\sum g_i + \sum h_i + \sum w_i = 1,0$$

c) Definição do indicador médio relativo a cada um dos insumos modernos.

Como não existe informações específicas sobre a dosagem ou quantidade ótima de utilização dos insumos modernos, para as condições das micro-regiões selecionadas para a pesquisa, optou-se pela determinação de indicadores técnico médios obtidos de 5% do total de produtores das amostras, entre os que apresentaram os maiores valores de cada indicador, considerando os dois municípios. Logicamente, presume-se que nenhum deles está utilizando qualquer insumo moderno acima do ponto ótimo, aliás, difícil de predizer, tendo em vista que os efeitos advindos com as diferentes condições de clima, desenvolvimento agrícola, mercado de produtos e fatores etc, não permitem a adoção dos mesmos coeficientes técnicos determinados para outras regiões.

Os indicadores técnicos médios, utilizados como base de cálculo do índice do estágio de tecnologia, das unidades de produção dos municípios de Buriti dos Lopes e Valença, foram os seguintes:

$t_1 = 36,53$;	$t_2 = 0,16$;	$t_3 = 6,20$;	$t_4 = 0,04$;
$t_5 = 0,51$;	$t_6 = 17,38$;	$t_7 = 0,60$;	$t_8 = 0,14$;
$t_9 = 0,03$	$t_{10} = 0,07$.		

d) Cálculo do índice utilizado para mensurar o estágio de tecnologia (T) das unidades de produção observadas, através da seguinte fórmula:

$$T_j = \sum_{i=1}^4 g_i \left(\frac{t_{ij}}{t_i^*} \right) + \sum_{i=5}^6 h_i \left(\frac{t_{ij}}{t_i^*} \right) + \sum_{i=7}^{10} w_i \left(\frac{t_{ij}}{t_i^*} \right) + 0,01$$

onde: T = índice do estágio de tecnologia da j-ésima unidade de produção;

$g_i = 0,12$, para os indicadores t_1, t_2, t_3 e t_4 ;

$h_i = 0,10$, para os indicadores t_5 e t_6 ;

$w_i = 0,08$, para os indicadores t_7, t_8, t_9 e t_{10} ;

t_{ij} = i-ésimo indicador técnico da j-ésima unidade de produção observada;

t_i^* = i-ésimo indicador técnico médio, determinado de acordo com o item "C";

0,01 = valor arbitrário para a tecnologia tradicional, que tem a finalidade de evitar problemas no ajuste da função de produção, quando das transformações que envolvem produtos com logarítmos.

Como a amplitude e a variância dos valores desses indicadores técnicos é pequena, pode-se considerar um artifício satisfatório para discriminar o estágio tecnológico das unidades de produção, dentro do Estado do Piauí, sem problemas significativos devido às variações no uso de insumos modernos, entre produtores da mesma categoria e entre regiões fisiográficas diferentes.

4.3.4. Tamanho da exploração pecuária (C)

Em pesquisa realizada no Nordeste brasileiro, FERREIRA (16) constatou que as maiores médias de produtividade da mão-de-obra rural e as menores variações de renda esperada, ocorrem nos empreendimentos que incluem a pecuária bovina.

Embora não se conheça um estudo envolvendo a criação de caprinos e ovinos, como fonte de explicação da diferença de produtividade da mão-de-obra agrícola na área da pesquisa, as evidências empíricas mostram sinais de que o criatório dessas espécies, além de ser uma atividade voltada, predominantemente, para o consumo na unidade de produção, funciona como reserva de capital para os pequenos agricultores. Provavelmente, tende a exercer influência semelhante à da pecuária bovina, sobre a produtividade da mão-de-obra agrícola, funcionando como uma maneira dele se resguardar dos fatores de risco. Isto é, diante da permanente exposição ao risco, o pequeno agricultor tende a acumular parte de sua renda, por ventura auferida com a lavoura, sob a forma de pequenos animais domésticos, uma vez que estão mais disponíveis para o consumo na unidade de produção e apresentam boa capacidade de liquidez no mercado local.

Nesta pesquisa o tamanho da exploração pecuária foi definida pela relação: valor total dos rebanhos bovino, caprino e ovino/valor do total de equivalentes-homem disponíveis para a atividade agrícola, na unidade de produção observada. A razão expressa o número de equivalentes-homem, correspondente ao valor total do rebanho relativo a cada equivalente-homem disponível na

unidade produtiva, a partir da seguinte fórmula:

$$C_j = \frac{VTR_j}{VEqs - H_j}$$

onde: C_j = tamanho da exploração pecuária da j-ésima unidade de produção observada;

VTR_j = valor total dos rebanhos bovino, caprino e ovino, da j-ésima unidade de produção observada;

$VEqs-H_j$ = vide item 4.3.1.

Ao utilizar o valor total dos rebanhos bovino, caprino e ovino, na relação que define a variável tamanho da exploração pecuária, naturalmente se está qualificando a composição do plantel de uma maneira agregada. O que vai sinalizar a maior ou menor participação de cada espécie é, justamente, o valor obtido com a relação $VTR / VEqs-H$, tendo em vista que as variações na qualidade dos animais, dentro de uma mesma espécie, parecem insignificante para a categoria de produtores em questão.

4.3.5. Capital fixo (I)

Ao analisar a produtividade da mão-de-obra agrícola, em suas pesquisas, YORGASON & SPEARS (55) deduziram que a relação capital/mão-de-obra é uma das variáveis que apresentam alto grau de explicação para a variação desse índice.

Alguns dispendios em capital fixo¹¹ podem aumentar a

11. Segundo FERGUSON (15), capital fixo é o insumo, cuja quantidade permanece invariável por mais de um ciclo produtivo.

flexibilidade do plano de exploração agrícola, sobretudo, contribuindo para amenizar os efeitos de determinados fatores de risco, como por exemplo: o equipamento de irrigação, o silo trincheira, o açude etc, que reduzem, quando não anulam, os danos de uma estiagem prolongada. Mas, por outro lado, essas inversões podem reduzir a eficiência econômica do processo produtivo de modo significativo, dependendo das relações de trocas, rendimentos auferidos etc.

Então, seja controlando a exposição da atividade agrícola ao risco ou reduzindo a eficiência econômica do processo produtivo, o capital fixo tende a influir, direta ou indiretamente, na variabilidade da produtividade da mão-de-obra agrícola, justificando a sua inclusão no modelo analítico do presente estudo.

A referida variável independente, foi estimada pela relação entre o valor total das benfeitorias, instalações, máquinas, equipamentos e culturas perenes, que podem contribuir, diretamente, para aumentar a capacidade produtiva da unidade de produção observada, e o valor correspondente ao total de equivalentes-homem disponíveis para a atividade agrícola. Neste caso, não foi considerado o capital aplicado em habitação, obras de lazer, veículo não utilitário etc.

O resultado obtido com a relação, expressa a parcela de capital fixo, em número de equivalentes-homem, relativa a cada equivalente-homem disponível na unidade de produção, a partir da seguinte fórmula:

$$I_j = \frac{\sum_{i=1}^k VAI_{ij}}{V.Eqs-H_j} \quad i = 1, 2, 3, \dots, k$$

onde: I_j = capital fixo da j-éssima unidade de produção observada;

VAI_{ij} = valor atual da i-éssima inversão fixa, da j-ésima unidade de produção observada;

$VEqs-H_j$ = vide item 6.3.1.

4.3.6. Ocupação da mão-de-obra agrícola (H)

Para representar o fator trabalho no modelo analítico, foi utilizado o grau de ocupação da mão-de-obra disponível na unidade de produção familiar observada, tendo em vista a sua relevância para a avaliação da produtividade do trabalho agrícola de uma dada região, segundo IPEA (29), LOPES (36) e VIANA (53).

A referida variável independente, foi definida pela relação entre o número de equivalentes-homem correspondente ao trabalho realizado, por toda a mão-de-obra utilizada na obtenção da produção agrícola, e o número de equivalentes-homem disponíveis na unidade de produção familiar observada. O resultado é uma razão que expressa o percentual de ocupação da força de trabalho da unidade de produção, obtida pela seguinte fórmula:

$$H_j = \frac{Eqs-HO_j}{Eqs-H_j}$$

onde: H_j = grau de ocupação da mão-de-obra da j-ésima unidade de produção observada;

$Eqs-HO_j$ = número de equivalentes-homem correspondente ao trabalho total realizado para a obtenção da produção agrícola, da j-ésima unidade de produção observada;

$Eqs-H_j$ = vide item 6.3.2.

A definição do número de equivalentes-homem correspondente ao trabalho realizado e do número disponível na unidade de produção observada, tomou como base os índices de conversão da força de trabalho constantes do Quadro - 3, de SOUZA et alii (49), corrigidos para 240 jornadas/ano.

4.3.7. Recursos administrativos (A)

Segundo SOUZA Fº (48), os recursos administrativos podem influenciar a eficiência administrativa das empresas rurais. Esses recursos consistem de instrumentos utilizados para a implementação do processo administrativo, tais como definição de objetivos, planos de exploração, controle de despesas/receitas etc, os quais, quando adequados às condições operacionais da unidade de produção, favorecem à eficiência administrativa, conseqüentemente, possibilitam a obtenção de melhores resultados com o empreendimento agrícola. Assim, o conjunto de recursos administrativos utilizados pelos produtores

rurais pode ser considerado um fator influente no desempenho do setor agrícola e, por isso, ser incorporado ao modelo analítico do presente estudo, como uma das variáveis independentes que explicam o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, nas unidades de produção familiar.

Supoe-se que o uso de recursos administrativos reflete a capacidade gerencial do produtor rural, quando contribui, decisivamente, para a qualificação do tomador de decisão na unidade produtiva, o que, comprovadamente, influencia o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola segundo HAYAMI & RUTAN(24) SCHULTZ (45); IPEA (29).

A mensuração da variável recursos administrativos, foi feita a partir de indicadores relativos a definição de objetivos, planos de exploração e controle de despesas/receitas, por serem recursos mais facilmente identificados entre pequenos produtores rurais, na área selecionada para a pesquisa, seguindo a técnica de juízes orientada por GOODE & HATT (22). Sua avaliação provém da soma dos pesos relativos desses indicadores, os quais foram calculados a partir dos escores mais frequentes, atribuídos por mestrandos do curso de Administração Rural, da Escola Superior de Agricultura de Lavras (MG), segundo a sua importância para discriminar a capacidade gerencial do tomador de decisão (vide Apêndice - 4), e com a aplicação da seguinte fórmula:

$$A_j = \sum_{i=1}^m X_{ij}$$

onde: A_j = indicador do uso de recursos administrativos da j-ésima unidade de produção observada;

X_{ij} = peso relativo do i-ésimo recurso administrativo, da j-ésima unidade de produção observada.

4.3.8. Risco do "portfólio" agrícola

O que caracteriza uma situação de risco, é o fato dos eventuais resultados permitirem uma distribuição de probabilidade conhecida.

Do ponto de vista do agricultor, o risco pode ser conceituado como a diferença de renda que ele supõe perder, se as condições passarem de favoráveis a desfavoráveis. Essa possibilidade de perda se baseia em probabilidade subjetiva, cuja medida é influenciada pela expectativa que cada indivíduo tem de ocorrência dos eventos, e probabilidade objetiva, cujo nível é definido a partir de resultados históricos ou experimentais.

O risco do "portfólio" agrícola, refere-se a uma situação de probabilidade de ocorrência de determinado evento, que afeta, de modo agregado, os resultados da unidade produção familiar.

Segundo TURVEY & DRIVER (51), o tradicional problema da escolha do "portfólio" agrícola considera, basicamente, a variância do retorno esperado relativo ao plano de exploração agrícola. A contribuição de cada atividade para essa variância tem sido amplamente ignorada pelos organizadores da produção

agrícola, o que pode levar à composição de empreendimentos que reduzem as possibilidades do agricultor obter uma maior renda, com mais segurança. Então, para que se possa esperar uma melhoria efetiva no nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, através do aumento real do valor bruto da produção de forma mais segura, a composição do empreendimento das unidades de produção familiar deve se basear, no mínimo, na contribuição de cada atividade agrícola para a média e a variabilidade desse valor. Nesse caso, o risco do "portfolio" agrícola representa a média ponderada dos riscos de cada atividade que o compõe.

O risco do "portfolio" agrícola foi avaliado como a variabilidade do valor bruto da produção, em relação à sua média, num dado período de tempo, e mensurado pelo coeficiente de variação. Este coeficiente permite a comparação entre riscos de atividades que têm diferentes retornos brutos esperados, o que poderia não ser viável com a utilização do desvio padrão.

Parece não ser aconselhável, avaliar o risco de um empreendimento agrícola apenas pelo coeficiente de variação, devido as possibilidades de se obter resultados viesados, quando da comparação de atividades agrícolas com média e desvio padrão igualmente proporcionais - esses resultados podem ser semelhantes em termos relativos, mas, bastante diferentes em valores absolutos. Contudo, o coeficiente de variação é uma medida de risco mais adequada do que o desvio-padrão, quando se pretende comparar várias atividades agrícolas, dentro de uma mesma região e entre regiões diferentes, num dado momento, o que justifica sua aplicação para avaliar o risco do "portfolio" agrícola na pesquisa em questão.

A opção de avaliar o risco pela variabilidade do valor bruto da produção, conforme notificação de TURVEY & DRIVER (51), se justifica em face do conhecimento antecipado que se tem dos preços e das quantidades de insumos a serem utilizados na exploração¹², bem como, da possibilidade dos custos fixos serem considerados, ou não, como fontes de risco para a atividade agrícola. Daí, eles assumem que a variância associada com retornos brutos é exatamente a mesma variância associada com retornos líquidos.

Ademais, a variabilidade do valor bruto da produção agrícola representa a resultante dos riscos relacionados aos rendimentos físico das culturas e às flutuações de preços dos produtos, portanto, se constituindo num bom indicador para o risco do "portfólio" agrícola. Todavia, apresenta a limitação de não captar os efeitos das flutuações nas relações de preços, o que pode deturpar a avaliação do risco de determinado empreendimento, quando a variação negativa de preço dos produtos vier acompanhada de uma variação, também negativa, de preço dos fatores, num dado período de tempo - há variação no valor da produção, mas, pode não haver variação na renda líquida, não implicando, necessariamente, em perda para o produtor rural.

O risco de cada atividade incluída no "portfólio" agrícola, de acordo com TURVEY & DRIVER (51), é composto por dois componentes:

- o componente diversificável, ou não-sistemático, que é a

¹². Escolha consciente dos insumos, em termos de preços e quantidade a serem aplicadas, não admite distribuição de probabilidade.

parcela do risco que está relacionada com a atividade agrícola em si, ou seja, o percentual do risco total que independe do comportamento da economia do setor, podendo ser controlado, potencialmente, ao nível da unidade de produção, pela combinação com outras atividades.

- o componente sistemático, ou não-diversificável, que é a parcela do risco mais relevante para a tomada de decisão do produtor rural, já que não pode ser controlada ou eliminada ao nível da unidade de produção, corresponde ao percentual do risco total que está relacionado com o comportamento da economia do setor agrícola, ou da economia global do País.

Como o risco do "portfolio" agrícola representa a média dos riscos de todas as atividades que o compõe, logicamente agrega ambos os componentes, sistemático e diversificável.

Dada as condições de clima e da tradicional dependência da economia do Centro-sul do País, a atividade agrícola do Nordeste tem se mostrado, significativamente, susceptível a ambos os componentes do risco. Em razão disso, tanto o componente sistemático como o diversificável, foram incluídos como variáveis independentes e intervenientes no modelo analítico, para que se possa analisar a influência de cada um deles sobre a produtividade da mão-de-obra agrícola e a utilização dos fatores produtivos, e, conseqüentemente, identificar qual é o mais relevante no atual estágio de tecnologia da exploração agrícola da referida região.

Para a estimativa dos componentes, sistemático e

diversificável, do risco do "portfolio" agrícola, foi utilizado a série histórica de preços e rendimentos de cada atividade agrícola (Apêndice 3 e 4), comumente explorada pela categoria de produtores absorvida pela pesquisa, os dados coletados ao nível das unidades de produção, em Buriti dos Lopes e Valença do Piauí e o modelo FSCAPM (Farmer Sector Capital Asset Pricing Model) desenvolvido por TURVEY & DRIVER (51).

4.3.8.1. Risco sistemático do "portfolio" agrícola (R_s)

Para a definição do risco sistemático do "portfolio" agrícola, TURVEY & DRIVER (51) sugerem a utilização do seguinte modelo:

$$\sigma^* = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \eta_{i,m} \cdot \sigma_i, \quad i = 1, 2, 3, \dots, m$$

onde: σ = desvio-padrão do retorno bruto médio por hectare do "portfolio" do setor agrícola, num dado tempo, representando o risco sistemático (o risco diversificável é anulado pela combinação de todas as atividades exploradas);

$\eta_{i,m}$ = coeficiente de correlação entre o retorno bruto por hectare da i -ésima atividade agrícola e o retorno bruto médio por hectare do "portfolio" do setor agrícola;

σ = desvio-padrão do retorno bruto por hectare da

i -ésima atividade incluída no "portfólio", no período de tempo considerado;

m = número de atividades que compõe o "portfólio" agrícola

Assim, cada atividade agrícola contribuirá com $\frac{\eta_{i,m}}{m} \sigma^2$ para o risco sistemático do "portfólio", considerando que elas participam com a mesma escala de produção.

Face a diversidade dos planos de exploração entre produtores rurais, tanto em relação à combinação de atividades como no que tange à participação de cada uma no valor bruto da produção, o modelo sugerido por TURVEY & DRIVER (51) foi adaptado para se estimar o risco sistemático do "portfólio" agrícola das unidades de produção familiar observadas, incorporando-se um fator que considere essa diversidade, ou seja substituindo a média aritmética pela ponderada, tornando-se:

$$R_{sj} = \sum_{i=1}^k (\eta_{i,m} \cdot CV_i) \alpha_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, k$$

onde: R_{sj} = risco sistemático do "portfólio" agrícola da j -ésima unidade de produção observada;

$\eta_{i,m}$ = coeficiente de correlação entre o valor bruto da produção por hectare da i -ésima atividade agrícola e o valor bruto médio por hectare do "portfólio" agrícola, de cada município abrangido pela pesquisa, considerando o período de 1972 a 1986 (é o componente sistemático do risco);

CV_i = coeficiente de variação do valor bruto da produção por hectare, da i -ésima atividade agrícola incluída no "portfolio" da unidade de produção observada;

k = número de atividades agrícolas que constam do "portfolio" de cada unidade de produção observada;

α_{ij} = percentual de participação do valor bruto da produção da i -ésima atividade no valor bruto da produção agrícola da j -ésima unidade produtiva, ou seja: $\alpha_{ij} = VA_{ij} / VBP_j$, desde que $\sum \alpha_{ij} = 1,00$. Ao se incorporar este percentual, obtém-se o risco médio ponderado da unidade de produção observada.

Com o modelo adaptado, cada atividade agrícola explorada contribui com $(\eta_{i,m} \cdot CV_i) \alpha_{ij}$ para o risco sistemático do "portfolio" de uma determinada unidade de produção.

4.3.8.2. Risco diversificável do "portfolio" agrícola (R_{dj})

Para a definição do risco diversificável, basta substituir o componente sistemático do modelo adaptado pelo componente não-sistemático, ficando a seguinte expressão:

$$R_{dj} = \sum_{i=1}^k [(1 - \eta_{i,m}) CV_i] \alpha_{ij}$$

$i = 1, 2, 3, \dots, K$

onde: R_{dj} = risco diversificável do "portfolio" agrícola da j -ésima unidade de produção observada;

$(1 - \eta_{i,m})$ = componente diversificável do risco, utilizado no modelo adaptado para avaliar o risco diversificável do "portfólio" agrícola, de cada município abrangido pela pesquisa.

4.4. Modelo analítico

O modelo de análise utilizado no presente estudo, consiste da estimativa de uma função de produção do tipo COBB-DOUGLAS, com coeficientes de elasticidades parciais de produção variáveis, e da matriz de correlação simples.

Essa função de produção foi desenvolvida por ULVELING & FLETCHER (52), a partir de informações sobre custo de produção para fazendas mexicanas, tendo o valor da produção como variável dependente e os fluxos de terra, trabalho e capital, como variáveis independentes. Destas, os autores consideraram que trabalho e capital tinham suas elasticidades parciais produção influenciadas por uma outra variável, a intensidade de capital na produção. Os resultados empíricos permitiram a conclusão de que: a intensidade de uso do capital na produção influenciou as elasticidades parciais dos fatores trabalho e capital, o que não foi identificado pela estimativa da função COBB-DOUGLAS convencional, a partir das mesmas informações.

O modelo econométrico de ULVELING-FLETCHER (U-F) implica na estimativa dos parâmetros de uma equação semelhante à COBB-DOUGLAS, porém, com um ou mais coeficientes de elasticidades parciais sendo função de uma ou mais variáveis,

descrever o processo de crescimento de bovinos em confinamento, caracterizado pelas relações existentes entre ganho de peso total e consumo de alimentos, para cada grupo de animais com graus de sangue diferentes. Considerou o grau de sangue e a temperatura ambiente, como fatores que influenciam as elasticidades parciais de produção, os quais foram representados pela diferença de graus de sangue e pela diferença entre temperatura retal e ambiental, respectivamente. A escolha do modelo com elasticidades parciais de produção variáveis, baseou-se na suposição de que: animais com determinado grau de sangue, respondem, de modo específico, à alimentação e à temperatura. E assim, o autor constatou que o grau de sangue funciona como fator interveniente no ganho de peso, a diversos níveis de consumo de alimento, bem como, que a diferença de temperatura apresentou baixos níveis de significância.

No entanto, ALMEIDA (3), ao analisar o empreendimento na pecuária leiteira da bacia de Salvador-Ba, constatou que a função de produção U-F não se mostrou, significativamente, diferente da COBB-DOUGLAS convencional. Além disso, ele identificou três problemas básicos na função de ULVELING-FLETCHER (U-F), a saber:

- geração acelerada de variáveis estatísticas no processo de ajustamento, conseqüentemente, reduzindo o número de graus de liberdade disponíveis para os testes estatísticos, o que acarreta problemas quanto ao nível de significância dos coeficientes de regressão;
- inexistência de base teórica sobre a forma algébrica funcional

das variáveis independentes, hipoteticamente, capazes de influenciar as elasticidades parciais de produção de outras variáveis;

- surgimento de multicolinearidade, redundando na eliminação de variáveis, em um grande número de equações.

Das variáveis que ALMEIDA (3) supôs serem capazes de influenciar os coeficientes de elasticidades parciais produção, intensidade de uso de capital (Cr\$) e tamanho da empresa (em ha), apenas esta última, quando relacionada ao nível de utilização de mão-de-obra e intensidade de uso de terras, apresentou significância, apesar do pequeno valor do coeficiente.

Por outro lado, Rocha e De Janvry & Koenig, citados por CAMARGO (7), utilizaram o modelo U-F e constataram um ajustamento melhor do que o da função COBB-DOUGLAS convencional. Ao fazer a análise econômica da engorda de bovinos em confinamento, utilizando a função U-F, Rocha pôde observar a influência do peso dos animais sobre as elasticidades parciais de produção de componentes diferentes da ração, cujos resultados foram consistentes com as informações nutricionais, o que não teria sido possível, utilizando as funções COBB-DOUGLAS e Quadrática.

De Janvry e Koenig utilizaram a função U-F, ao desenvolverem um estudo econômico sobre o uso de fertilizantes nas culturas de milho e trigo, supondo que a fertilidade do solo influenciava, diretamente, o rendimento dessas culturas e modifica as elasticidades parciais de produção dos insumos: nitrogênio e

fósforo. A função estimada para cada ensaio, permitiu definir as doses ótimas econômicas de nitrogênio e fósforo, para determinados níveis de preços e determinadas condições de clima.

Quando CAMARGO (7) analisou a eficiência do uso dos recursos produtivos nas culturas de algodão e soja, na região de Ribeirão Preto (SP), também constatou a conveniência da aplicação do modelo U-F, incluindo variáveis consideradas capazes de proporcionar uma análise mais adequada do processo de produção.

Para a cultura do algodão, o autor usou as variáveis dias-máquinas, sementes, defensivos e número de aplicações de defensivos, como modificadoras das elasticidades parciais de produção das variáveis independentes, dias-máquina, fertilizantes, número de aplicações de defensivos e defensivos, respectivamente, para o ajustamento da função às informações básicas referentes à produtividade (variável dependente) e ao uso dos fatores: terra, trabalho e capital sob as formas de máquinas, calcário, fertilizantes, sementes e defensivos. O uso do referido modelo permitiu a conclusão de que: a variável semente exerce pequena influência sobre a relação fertilizante-produtividade do algodão e o número de aplicações de defensivos exerce forte influência sobre a eficiência do fator defensivo - o número de pulverizações está aquém da exigência para uma melhor relação defensivo-produtividade do algodão.

Para a cultura de soja, a função U-F foi ajustada, considerando-se que as elasticidades parciais de produção das

variáveis dias-máquinas e fertilizantes sofrem influência das variáveis dias-máquinas e espaçamento, e variedade, respectivamente. Destarte, enquanto na função COBB-DOUGLAS o espaçamento e a variedade se relacionam diretamente com a produtividade, pelo modelo U-F essa relação se verifica de forma indireta, através da variável fertilizante, permitindo ao autor constatar que: a influência do fertilizante sobre a produtividade da soja modifica-se conforme a variedade usada no cultivo.

Comparando as duas culturas, o modelo ULVELING-FLETCHER permitiu a CAMARGO (7) constatar que o uso de fertilizantes, encontra-se mais próximos do ponto ótimo na cultura do algodão do que na cultura da soja, ao passo que, o uso de máquinas é excessivo para o algodão e não para a soja.

Face as vantagens evidenciadas nas pesquisas de LIMA (35) e CAMARGO (7), e os propósitos do presente estudo, adotou-se o modelo de ULVELING & FLETCHER (52) para a análise da influência do fator risco sobre o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, nas unidades de produção familiar do Nordeste, através da modificação das elasticidades parciais de produção das variáveis: tamanho da exploração agrícola (L) estágio de tecnologia (T), tamanho da exploração pecuária (C) e capital fixo (I). Com efeito, o risco participa, no modelo conceitual, como uma "proxy" do comportamento do pequeno produtor, ante as condições adversas para a atividade agrícola, isto é, representa uma variável interveniente do processo produtivo, ajustada conforme o seguinte modelo conceitual:

$$PMO = A \cdot L^{f(R_s, R_d)} \cdot T^{f(R_s, R_d)} \cdot C^{f(R_s, R_d)} \cdot I^{f(R_s, R_d)} \cdot H^{b_h} \cdot A^{b_a} R_s^{b_s} R_d^{b_d}$$

qual, transformada em função logarítmica, torna-se:

$$\ln PMO = \ln A + f(R_s, R_d) \ln L + f(R_s, R_d) \ln T + f(R_s, R_d) \ln C + f(R_s, R_d) \ln I + b_h \ln H + b_a \ln A + b_s \ln R_s + b_d \ln R_d.$$

Como não se dispõe de base teórica, sobre a forma algébrica funcional que expresse a relação do risco com as elasticidades parciais de produção das variáveis independentes, tamanho da exploração agrícola, estágio de tecnologia, tamanho da exploração pecuária e capital fixo, que se supõe influenciadas por ele, adotou-se uma função do tipo lineal múltipla ($a + b_s R_s + b_d R_d$), como função indexada. Assim, na forma logarítmica a função fica:

$$\ln PMO = \ln A + a \ln L + b_1 R_s \ln L + b_2 R_d \ln L + a \ln T + b_1 R_s \ln T + b_2 R_d \ln T + \dots + b_d \ln R_d$$

Para se analisar a influência do risco sobre a produtividade da mão-de-obra agrícola, dentro de cada região e entre elas, foram estimadas duas funções de produção U-F, para cada um dos municípios incluídos na pesquisa, para dois grupos de unidades de produção familiar:

- grupo A, composto por unidades de produção que se dedicam, apenas, à exploração de lavouras, quer sejam de culturas isoladas ou de culturas consorciadas;
- grupo B, composto por unidades de produção que se dedicam à exploração de lavouras, isoladas e/ou consorciadas, e a criação de bovinos, caprinos e/ou ovinos.

A estimativa dos coeficientes de regressão foi efetuada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (cálculo dos valores dos coeficientes que minimizam a soma dos quadrados dos desvios, entre os valores observados e os estimados para a variável dependente), através de regressão stepwise.

Os melhores ajustamentos são definidos com base nos seguintes critérios:

- valor do coeficiente de determinação (R^2), que avalia a proficiência da regressão para explicar as variações da produtividade da mão-de-obra agrícola, em função das variações dos fatores incluídos no modelo analítico, dentre os seguintes: tamanho da exploração agrícola (L), estágio de tecnologia (T), tamanho da exploração pecuária (C), capital fixo (I), ocupação da mão-de-obra agrícola (H), recursos administrativos (A), risco sistemático (R_s) e risco diversificável (R_d);
- nível de significância da regressão, através do teste "F" de SNEDECOR, que avalia o grau de associação entre as variáveis que compõe o modelo - foi estabelecido um nível de significância de 10% de probabilidade, para entrada e saída de variáveis no processo stepwise;
- níveis de significância dos coeficientes de regressão, testados através do teste "t" (de STUDENT);
- valor e sinal dos coeficientes de correlação entre as variáveis independentes e a variável dependente do modelo.

A análise da associação do risco com a produtividade da mão-de-obra agrícola, procedeu-se com base na magnitude e no sinal do coeficiente de elasticidade parcial do risco

diversificável, que foi o componente incluído no modelo, como variável independente. Outro critério adotado, foi a magnitude e o sinal dos coeficientes de elasticidades parciais influenciados pelos componentes do risco, relativos às variáveis, tamanho da exploração agrícola, estágio de tecnologia, tamanho exploração pecuária e capital fixo.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1. Características gerais das unidades de produção

Os produtores entrevistados nos municípios de Buriti dos Lopes e Valença do Piauí, administram suas unidades de produção, diretamente, têm a atividade agrícola como principal fonte de renda e operam os empreendimentos com predominância da força de trabalho familiar.

Em Buriti dos Lopes, os produtores tomadores de decisão das 75 unidades de produção observadas, têm uma média de 36 anos de experiência na atividade agrícola, dentro do município, e uma média de 2,5 anos de frequência escolar, sendo que 25% deles são, absolutamente, analfabetos. Cerca de 73% das unidades de produção já utilizaram o crédito rural, pelo menos uma vez, para custeio e/ou investimento, e operam na atividade agrícola com 4,43 equivalentes-homem, em média.

Mais de 85% dos estabelecimentos incluem milho feijão entre as atividades exploradas, ficando a mandioca em 75% e o arroz em 52%, em combinação com outras culturas. A área média cultivada com todas essas culturas, de 4,8 hectares, o que representa cerca de 10,9% da área média dos imóveis rurais das unidades de produção familiar de Buriti dos Lopes.

No município de Valença, os produtores que tomam as decisões nas 68 unidades de produção observadas, possuem uma média de 40 anos de experiência na atividade agrícola, dentro do município, e uma frequência escolar de 2,2 anos, sendo que 47% desses produtores são, absolutamente, analfabetos - quase o dobro do índice verificado no outro município.

Cerca de 62% das unidades de produção já utilizaram o crédito rural, pelos menos uma vez, seja para custeio ou investimento, e operam na atividade agrícola, em média, com 6,86 equivalentes-homem disponíveis, correspondente a uma vez e meia à média encontrada nas unidades de produção de Buriti de Lopes.

Das atividades agrícolas exploradas, o milho e o feijão são incluídas em cerca de 68% dos estabelecimentos, o arroz em 75% e a mandioca em 37%, sempre em combinação com outras culturas. A cultura do cajueiro é preferida por 46% das unidades de produção e se constitui como uma alternativa concreta de renda, face as condições edafo-climáticas da micro-região de Valença do Piauí.

A área média cultivada com todas as culturas, comumente, presentes no "portfólio" das unidades de produção familiar de Valença, é de 10,8 hectares, correspondendo ao dobro da média de Buriti dos Lopes, e representa quase 34% da área média dos imóveis rurais (Quadro - 5).

Em ambos os municípios, observa-se que no grupo de unidades de produção que explora lavouras e pecuária, há uma maior associação entre a área cultivada com lavouras anuais e a área total do imóvel, do que no grupo de unidades que explora

apenas lavouras. É provável que essa associação seja devido à restrição de área imposta pelo criatório, uma vez que, de acordo com sistema tradicional de exploração pecuária, a necessidade de pasto nativo é da ordem de 5,0 a 7,0 hectares/unidade animal.

Quadro - 5. Características gerais das unidades de produção familiar dos municípios de Buriti dos Lopes e Valença, Estado do Piauí, que forneceram as informações necessárias à presente pesquisa - Situação em Janeiro de 1990.

Características	Buriti dos Lopes	Valença do Piauí
- Escolaridade (a)	2,50	2,20
- Grau de alfabetização	75%	53%
- Experiência do produtor (b)	35,68	39,57
- Equivalentes-homem/U.P. (c)	4,43	6,86
- Área média do imóvel rural (d)	43,90	31,80
- Área média cultivada (d)	4,80	10,80
- Uso de crédito rural (e)	73%	62%

- a. Média de anos de frequência escolar do chefe de família.
 b. Média de anos na atividade agrícola, da família do agricultor.
 c. Número médio de equivalentes-homem por unidade de produção.
 d. Área em hectares.
 e. Percentual de unidades de produção que já usaram o crédito rural.

Outro aspecto que merece ser abordado, é o valor médio

da produtividade da mão-de-obra agrícola, segundo o conceito definido para o presente estudo, que ficou em torno de 3,07 nas unidades de produção familiar de Buriti dos Lopes e de 1,10 nas de Valença, quando comparados aos níveis de ocupação da mão-de-obra, cujos valores médios acusaram 0,55 e 0,35, respectivamente. Quer dizer: no município de Buriti dos Lopes, apesar de se cultivar uma menor área de lavouras por equivalente-homem, a mão-de-obra agrícola apresenta um grau de ocupação de 57% a mais do que a do município de Valença, provavelmente, por conta da atividade pecuária e cultivo de arroz irrigado mais intensos, implicando um índice de produtividade de 2,8 vezes maior.

5.2. Interpretação dos resultados e sua relação com as hipóteses

5.2.1. Estimativa do modelo, para o grupo - A

O modelo conceitual definido para as unidades de produção familiar que exploram, apenas, lavouras isoladas e/ou consorciadas, engloba as seguintes variáveis independentes: tamanho da exploração agrícola (L), estágio de tecnologia (T), capital fixo (I), ocupação da mão-de-obra agrícola (H), recursos administrativos (A) e os dois componentes de risco, sistemático (Rs) e diversificável (Rd), na função de produção U-F.

A estimativa dos coeficientes de elasticidades parciais de produção, através de regressão STEPWISE, permitiu a

análise dos resultados de forma satisfatória para a verificação das hipóteses do presente estudo.

Em Buriti dos Lopes, a matriz de correlação simples (Quadro - 6) mostra que as variáveis mais correlacionadas, positivamente, com a produtividade da mão-de-obra agrícola, variável dependente do modelo, são: tamanho da exploração agrícola, capital fixo e ocupação da mão-de-obra agrícola, com os coeficientes de 0,71, 0,47 e 0,45, respectivamente; e, negativamente, recursos administrativos, com um coeficiente de -0,47. Todos esses coeficientes foram significativos a um nível de 2,4% de probabilidade, pelo teste "t" (de STUDENT).

Na primeira interação da regressão (Quadro - 7), entrou a variável tamanho da exploração agrícola (L), cuja estimativa do coeficiente de regressão foi significativa ao nível de 0,1% de probabilidade. O coeficiente de determinação (R^2) igual a 0,48, foi significativo a um nível de probabilidade inferior a 0,1%, pelo teste "F" (SNEDECOR). Isto indica que 48% da variação da produtividade da mão-de-obra agrícola é explicada pela variação do tamanho da exploração agrícola, quando todas as demais condições permanecem constantes, em mais de 99% dos casos.

A segunda interação incorporou a variável recursos administrativos (A), cuja estimativa do coeficiente de regressão foi significativo ao nível de 2% de probabilidade. Após a entrada da segunda variável, o coeficiente de determinação aumentou para 0,66, com o teste "F" acusando um nível de significância inferior a 0,1% de probabilidade, indicando que

66% da variação da produtividade da mão-de-obra agrícola pode ser explicada, com mais de 99% de segurança, pela sua associação com variações no tamanho da exploração agrícola e recursos administrativos, "ceteris paribus". Observa-se, também, que o valor do coeficiente de regressão da variável tamanho da exploração agrícola não se modificou, da primeira para a segunda interação, enquanto o erro padrão diminuiu em cerca de 20%, demonstrando uma melhoria na estimativa desse coeficiente para 0,93 (Quadro - 7). Assim, um aumento de 10% no nível da referida variável implica numa variação positiva de 9,3% na produtividade da mão-de-obra agrícola, desde que os demais fatores e condições permaneçam constantes.

A variável recursos administrativos obteve um coeficiente de regressão negativo (-0,52), pelo qual se deduz que uma melhoria de 10% no uso de recursos administrativos, segundo o conceito adotado nessa pesquisa, tende a reduzir a produtividade da mão-de-obra agrícola em cerca de 5,2%, "ceteris paribus", contrariando resultados constatados na pesquisa realizada por SOUZA FILHO (48). Provavelmente, alguns aspectos relacionados com os indicadores utilizados para mensurar esta variável podem ter contribuído para a incoerência observada, ou seja:

- com relação aos objetivos, o pequeno agricultor prefere reduzir as expectativas de renda, em troca de maior segurança de manutenção da família, não considerando às oportunidades do ambiente operacional;
- o controle de receitas/despesas não faz sentido, quando

lógica dessa categoria de produtores é a produção para o consumo direto;

- o plano de exploração obedece às necessidades de consumo da família e está condicionado à força de trabalho familiar, relegando a disponibilidade de terra a outro plano.

Parece que as decisões consideradas corretas, do lado do pequeno produtor, foram captadas como administração ineficiente, pelo modelo adotado para avaliar o uso de recursos administrativos, resultando na sua associação negativa com a produtividade da mão-de-obra.

Para um nível de significância de 10% de probabilidade, pelo teste "F", estipulado para a entrada e saída de variáveis na regressão, nenhuma outra variável poderia melhorar o nível de explicação da variação de produtividade da mão-de-obra agrícola, em função das mudanças nas variáveis independentes incluídas no modelo em questão. Assim, a função de produção ajustada aos dados do grupo A, de Buriti dos Lopes, ficou como COBB-DOUGLAS convencional, ou seja:

A alta correlação positiva entre as variáveis tamanho da exploração agrícola e capital fixo, quando se trata de pequenos agricultores que utilizam processos produtivos tradicionais, denota que os investimentos fixos predominantes estão associados à área cultivada com lavouras, tais como: cerca de arame, máquinas e motores agrícolas etc. A alta correlação positiva entre o tamanho da exploração agrícola e a ocupação da mão-de-obra, que pode ser considerado um problema de

multicolinearidade (Quadro - 6), indica que 76% da ocupação da mão-de-obra está associada à área sugerindo que há poucas possibilidades para absorção da força de trabalho familiar disponível na UP, durante o período ocioso.

Na matriz de correlação simples, observa-se que o risco sistemático (R_s) é altamente associado ao risco diversificável (R_d), com um coeficiente de $-0,98$, significativa a $0,1\%$ de probabilidade, indicando que 98% da redução de um dos componentes do risco está associado ao aumento do outro, com 99% de segurança. Isto sugere, também, uma relação equitativa do risco total com ambos os componentes.

O risco sistemático mostrou-se mais correlacionado com as variáveis independentes: tamanho da exploração agrícola estágio de tecnologia e capital fixo, com os coeficientes nos valores de $0,25$, $0,48$ e $0,37$, respectivamente. Já o risco diversificável mostrou-se mais correlacionado com as mesmas variáveis, porém, com coeficientes negativos: $-0,24$, $-0,51$ e $-0,38$, respectivamente (Quadro - 6). Com isso, um acréscimo no nível do risco sistemático tende a acarretar mudanças positivas nessas variáveis independentes, ao passo que, no risco diversificável tende a implicar em mudanças negativas.

O comportamento das unidades de produção familiar, observadas no município de Buriti dos Lopes, com relação aos dois componentes do risco, sugere que o tamanho da exploração agrícola, bem como, o estágio de tecnologia e o capital fixo, tendem a aumentar com a diversificação da produção - aumenta o risco sistemático - e a diminuir com a sua especialização -

Quadro - 6 Matriz de correlação simples e níveis de significância das variáveis que compõem o modelo do grupo A, do município de Buriti dos Lopes, Estado do Piauí.

	PMO	L	T	I	H	A	R _s	R _d
PMO	1 (0,000)							
L	0,71 (0,000)	1 (0,000)						
T	-0,02 (0,943)	0,28 (0,170)	1 (0,000)					
I	0,47 (0,018)	0,57 (0,003)	0,42 (0,035)	1 (0,000)				
H	0,47 (0,024)	0,76 (0,000)	0,37 (0,065)	0,58 (0,002)	1 (0,000)			
A	-0,47 (0,018)	-0,05 (0,813)	-0,32 (0,121)	0,08 (0,720)	0,11 (0,596)	1 (0,000)		
R _s	0,05 (0,796)	0,25 (0,236)	0,48 (0,015)	0,37 (0,069)	0,11 (0,606)	0,22 (0,295)	1 (0,000)	
R _d	-0,07 (0,742)	-0,24 (0,249)	-0,51 (0,010)	-0,38 (0,059)	-0,09 (0,657)	-0,18 (0,402)	-0,98 (0,000)	1 (0,000)

Obs: Os números entre parênteses indicam os níveis de probabilidades de aceitação da hipótese de correlação nula, pelo teste "T" (STUDENT)

Quadro - 7 Estimativa dos coeficientes de regressão e erros padrão do modelo do grupo A, de Buriti dos Lopes.

VARIÁVEIS INDEPENDENTES	NÚMERO DE INTERAÇÕES		N.S. "T"
	1	2	
X_1 = Tamanho da exploração agrícola (L)	0,963703	0,93428641	0,1
X_{11} = Risco sistemático influenciando L	(0,2006,	(0,1622)	
X_{12} = Risco diversificado influenciando L			
X_2 = Estágio de tecnologia (T)			
X_{21} = Risco sistemático influenciando T			
X_{22} = Risco diversificado influenciando T			
X_4 = Capital fixo (I)			
X_{41} = Risco sistemático influenciando I			
X_{42} = Risco diversificado influenciando I			
X_5 = Ocupação da mão-de-obra agrícola (H)			
X_6 = Recursos administrativos (A)			
X_7 = Risco sistemático (R_s)			
X_8 = Risco diversificado (R_d)			
Coeficiente linear (log. neperiano)	- 0,11442594	1,77565021	
Coeficiente de determinação (R^2)	0,4791	0,6605**	
		-0,51889429	2 %
		(0,1423)	

* Nível de significância dos coeficientes de regressão, na última interação, pelo teste t (STUDENT).

** Teste "F" mostrou um nível de significância (Buriti dos Lopes = menos de 0,1%)

- O número entre parêntesis é o erro-padrão da estimativa imediatamente acima.

aumenta o risco diversificável. Porém, estas duas últimas variáveis não obtiveram estimativas significativas para os coeficientes de regressão.

Os resultados relativos ao município de Valença, segundo o modelo que não inclui a atividade pecuária, mostra, através da matriz de correlação simples (Quadro - 8), que as variáveis tamanho da exploração agrícola (L), ocupação da mão-de-obra agrícola (H) e risco diversificável (R_d) são as mais correlacionadas com a produtividade da mão-de-obra agrícola (PMO), com os coeficientes de 0,57, 0,35 e -0,31, respectivamente, significativos ao nível de 14% de probabilidade.

Na primeira interação da regressão (Quadro - 9), entrou a variável tamanho da exploração agrícola, sendo influenciada pelo risco diversificável, cuja estimativa do coeficiente de regressão foi significativa ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste "t" de STUDENT. O coeficiente de determinação (R^2) igual a 0,31, com um nível de significância de 0,18% (teste "F"), indica que 31% da variação da produtividade da mão-de-obra agrícola pode ser explicada pela variação do tamanho da exploração agrícola, por sua vez sofrendo influência do risco diversificável, com mais de 98% de confiança.

Na segunda interação, o modelo incorporou a variável risco diversificável (R_d), cujo coeficiente de regressão estimado, foi significativo ao nível de 10% de probabilidade. Com a entrada desta variável, o coeficiente de determinação aumentou para 0,40, conservando o mesmo nível de significância

observado na primeira interação. Isso indica que, apenas 40% da variação da produtividade da mão-de-obra agrícola pode ser explicada, com mais de 99% de confiança, pela sua associação com o tamanho da exploração agrícola e o risco diversificável, inclusive, com esta variável influenciando a eficiência da primeira.

Observa-se que quase não houve mudança no valor do coeficiente de regressão da variável tamanho da exploração agrícola, sob influência do risco diversificável, enquanto o erro padrão de sua estimativa teve uma pequena redução, da primeira para a segunda interação, denotando uma melhoria no ajuste da função, com a entrada da segunda variável (R_d).

Pelo nível de significância estabelecido para a entrada e saída de variáveis (10% para o teste "F"), nenhuma outra variável poderia melhorar o nível de explicação da regressão. Portanto, a função de produção U-F que melhor se ajustou aos dados, coletados, junto às unidades de produção familiar do município de Valença, ficou como:

$$PMO = 0,093 L^{5,0} R_d^{-0,9}.$$

O risco diversificável aparece na função estimada influenciando, direta e positivamente, a eficiência do tamanho da exploração agrícola, sugerindo que, para um aumento desse componente do risco, o coeficiente de elasticidade parcial da variável também aumenta, conferindo-lhe uma maior capacidade para modificar a produtividade da mão-de-obra agrícola. Mas, o componente diversificável do risco também entra na função, influenciando, negativamente essa produtividade. Isso indica que

um aumento de 10% no seu nível, tende a reduzir a produtividade da mão-de-obra agrícola em cerca de 9%, embora aumente o coeficiente de elasticidade do tamanho da exploração agrícola.

Considerando que o risco diversificável se mostra consistente com a exploração mais especializada e com a redução da produtividade da mão-de-obra agrícola, pode-se entender o comportamento dos pequenos agricultores, explicitado pela função de produção estimada para Valença, como uma tendência para a especialização da produção em favor de atividades mais rentáveis com diminuição da área cultivada.

Apesar das variáveis L , H e R_d serem as mais correlacionadas com a produtividade da mão-de-obra, a ocupação da mão-de-obra agrícola (H) não entrou na regressão, provavelmente, devido sua alta correlação com o tamanho da exploração agrícola, aliás, maior do que o grau de associação com a variável dependente. Sendo assim, ao entrar no modelo, a variável " L " elimina a condição para a incorporação da variável " H ", por conter, intrinsecamente, sua influência sobre a produtividade da mão-de-obra agrícola.

No Quadro - 9, observa-se uma alta correlação simples entre os dois componentes do risco, cujo coeficiente é $-0,93$, com um nível de significância de $0,1\%$ de probabilidade, indicando que 93% da redução de um está associado ao aumento do outro componente, com 99% de confiança. Isso também, sugere que há uma relação equitativa do risco total com os dois componentes.

Ambos os componentes do risco se mostram mais

Quadro - 8 Matriz de correlação simples e níveis de significância das variáveis que compõem o modelo do grupo A, do município de Valença, Estado do Piauí.

	P M O	L	T	I	H	A	R _s	R _d
P M O	1 (0,000)							
L	0,57 (0,003)	1 (0,000)						
T	-0,19 (0,375)	0,02 (0,942)	1 (0,000)					
I	0,03 (0,875)	0,36 (0,081)	-0,14 (0,527)	1 (0,000)				
H	0,35 (0,094)	0,36 (0,082)	0,36 (0,083)	0,38 (0,066)	1 (0,000)			
A	0,06 (0,768)	-0,01 (0,959)	0,32 (0,128)	0,21 (0,321)	0,67 (0,000)	1 (0,000)		
R _s	0,28 (0,185)	0,03 (0,894)	-0,19 (0,364)	0,03 (0,899)	0,04 (0,868)	0,01 (0,951)	1 (0,000)	
R _d	-0,31 (0,141)	-0,06 (0,769)	0,38 (0,066)	-0,03 (0,883)	0,06 (0,777)	0,20 (0,359)	-0,93 (0,000)	1 (0,000)

Obs: Os números entre parêntesis indicam os níveis de probabilidades de aceitação da hipótese de correlação nula, pelo teste "t" (STUDENT).

Quadro - 9 Estimativa dos coeficientes de regressão e erros padrão do modelo do grupo A , de Valença.

VARIÁVEIS INDEPENDENTES	NÚMERO DE INTERAÇÕES		N.S. "T" *
	1	2	
X_1 = Tamanho da exploração agrícola (L)			
X_{11} = Risco sistemático influenciando L			
X_{12} = Risco diversificado influenciando L		4,99944030 (1,3560)	1
X_2 = Estágio de tecnologia (T)			
X_{21} = Risco sistemático influenciando T			
X_{22} = Risco diversificado influenciando T			
X_4 = Capital fixo (I)			
X_{41} = Risco sistemático influenciando I			
X_{42} = Risco diversificado influenciando I			
X_5 = Ocupação da mão-de-obra agrícola (H)			
X_6 = Recursos administrativos (A)			
X_7 = Risco sistemático (R_s)			
X_8 = Risco diversificável (R_d)		-0,90215089 (0,4408)	10 %
Coeficiente linear (log. nejeriano)	-0,65866230	-2,37802903	
Coeficiente de determinação (R^2)	0,3117	0,3989**	

* Nível de significância dos coeficientes de regressão, na última interação, pelo teste T (STUDENT).

** Teste "F" mostrou um nível de significâncias (Valença = 0,18 %)

- 0 número entre parêntesis é o erro-padrão da estimativa imediatamente acima.

correlacionados com a variável estágio de tecnologia (T), cujos coeficientes são de -0,19 para o risco sistemático e de 0,38 para o risco diversificável. Com isso, pode-se deduzir que o estágio de tecnologia melhora na presença do risco diversificável, quando a exploração tende para a especialização, ao passo que, diminui a qualidade, na presença do risco sistemático, quando a exploração tende para a diversificação.

5.2.2. Estimativa do modelo para o grupo - B

O modelo definido para as unidade de produção familiar que exploram lavouras e pecuária, engloba a produtividade da mão-de-obra agrícola (PMO), como função das variáveis independentes: tamanho da exploração agrícola, estágio de tecnologia, tamanho da exploração pecuária, capital fixo, ocupação da mão-de-obra agrícola, recursos administrativos, risco sistemático e risco diversificável. Esses dois componentes do risco, participam do modelo, também, influenciando os coeficientes de elasticidades parciais de produção das quatro primeiras variáveis descritas acima.

Com relação ao município de Buriti dos Lopes, observa-se, na matriz de correlação simples (Quadro - 10), que as variáveis independentes mais correlacionadas, positivamente, com a produtividade da mão-de-obra agrícola, foram: tamanho da exploração agrícola, estágio de tecnologia, tamanho da exploração pecuária, capital fixo e ocupação da mão-de-obra agrícola, com os coeficientes de 0,66, 0,36, 0,66, 0,55 e 0,54,

respectivamente. A variável risco sistemático (R_s) foi a que apresentou a maior correlação negativa com a variável dependente, com um coeficiente de $-0,55$. Todos esses coeficientes de correlação se mostram significativos ao nível de 1% de probabilidade.

Na primeira interação da regressão (Quadro - 11), entrou a variável tamanho da exploração agrícola, com o coeficiente de regressão sendo influenciado pelo risco diversificável, cuja estimativa foi positiva e significativa ao nível de 0,1% de probabilidade. O coeficiente de determinação (R^2), que avalia o grau de ajustamento da função, ficou em 0,44, com um nível de significância de 0,1% de probabilidade. Isso indica que 44% da variação da produtividade da mão-de-obra agrícola, pode ser explicada, com mais de 99% de confiança, pela variação no tamanho da exploração agrícola, cujo coeficiente é influenciado pelo risco diversificável.

Da segunda interação até a sexta, foram incorporadas ao modelo, as variáveis: risco sistemático (R_s), tamanho da exploração pecuária (C), ocupação da mão-de-obra agrícola (H), risco diversificável (R_d) e tamanho da exploração pecuária com o coeficiente de regressão sendo influenciado pelo risco sistemático, sucessivamente. Observa-se que todos coeficientes de regressão se mostraram significantes ao nível de 1% de probabilidade, com excessão do coeficiente do risco sistemático, que só foi significativo ao nível de 30% de probabilidade. Nessa sucessão de interações, o coeficiente de determinação aumentou de 0,44 para 0,80, com o teste "F" apontando um nível de significância menor do que 0,1% de probabilidade.

Na sétima interação, sai a variável R_s , cujo coeficiente só foi significativo ao nível de 30%, e o coeficiente de determinação quase não se altera.

Com a oitava interação entrou a variável estágio de tecnologia (T), com o coeficiente de regressão estimado sendo significativo ao nível de 10% de probabilidade. O coeficiente de determinação aumenta para 0,81, permanecendo significativa a menos de 0,1%. Isso indica que 81% da variação da produtividade da mão-de-obra agrícola, observada nas unidades de produção familiar de Buriti dos Lopes e regiões de características semelhantes, pode ser explicado por mudanças nas variáveis L, T, C, H e R_d , com mais de 99% de confiança, "ceteris paribus". Todas essas variáveis tiveram as estimativas dos coeficientes de regressão significativos aos níveis de 0,1% (L, C e R_d), 2% (H) e 10% (T) de probabilidade.

Considerando o nível de significância fixado em 10% de probabilidade, pelo teste "F", para entrada e saída de variáveis no modelo, nenhuma outra variável poderia melhorar o nível de explicação da produtividade da mão-de-obra agrícola, em função de sua associação com mudanças nas variáveis independentes incluídas até a oitava interação. Assim, a função de produção ajustada aos dados, coletados junto às unidades de produção familiar que também exploram pecuária, do município de Buriti dos Lopes, fica expressa como:

$$PMO = 21,28 L^{1,55} R_d \cdot T^{0,11} \cdot C^{(0,47 - 1,93R_s)} \cdot H^{0,35} \cdot R_d^{2,01}.$$

De acordo com a função de produção U-F ajustada, o tamanho da exploração agrícola (L) obteve um coeficiente de

elasticidade parcial estimado em $1,55 R_d$, sugerindo que, a um dado nível de risco diversificável, o acréscimo de 10% no uso dessa variável implica num aumento de $15,5 R_d\%$ na produtividade da mão-de-obra agrícola, "ceteris paribus". Por outro lado, para um dado tamanho da exploração agrícola, uma variação de 0,10 no risco diversificável implica numa modificação do coeficiente de elasticidade parcial da ordem de 0,155, no mesmo sentido, e, conseqüentemente, da produtividade marginal dessa variável, quando os demais fatores permanecem constantes.

Sendo assim, pode-se esperar que uma especialização da produção, que é consistente com o aumento do risco diversificável, tende a ser praticada em favor de atividades mais rentáveis, implicando no aumento da produtividade da mão-de-obra agrícola. Já uma diversificação da produção agrícola, que é consistente com a diminuição deste componente do risco, tende a ser adotada em favor de atividades de menor densidade de renda, portanto, implicando na redução dessa produtividade.

O estágio de tecnologia (T), com o coeficiente de elasticidade estimado em 0,11, indica que uma melhoria no uso de insumos e práticas agrícolas modernas tende a elevar o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, o que é perfeitamente consistente com as evidências empíricas.

O tamanho da exploração pecuária (C), obteve um coeficiente de elasticidade parcial estimado pela função $0,47-1,93 R_s$, portanto, sendo modificado pelo risco sistemático. Isso sugere que, dependendo do grau deste componente do risco,

fixo, cujo coeficiente é 0,55, esta não foi incluída no modelo ajustado, provavelmente, devido a sua alta correlação com o tamanho da exploração agrícola e o tamanho da exploração pecuária, ambas incluídas na função estimada.

Como a correlação do estágio de tecnologia com o tamanho da exploração agrícola é 0,43 e com o tamanho da exploração pecuária é quase nula (coeficiente é -0,06), pode-se supor que, nas atuais condições, uma melhoria no uso de insumos e práticas modernas tende a ser mais dirigida para a atividade agrícola do que para a pecuária. É provável que isto ocorra, devido o modelo de avaliação do índice de tecnologia, incluir poucos indicadores da atividade pecuária.

A variável risco sistemático (R_s) apresenta uma correlação negativa com todas as variáveis independentes do modelo, destacando-se mais, com o tamanho da exploração pecuária e com o capital fixo, com os coeficientes de -0,58 e -0,24, respectivamente.

O risco diversificável, por sua vez, está mais correlacionado, negativamente, com as variáveis tamanho da exploração agrícola, estágio de tecnologia e capital fixo, cujos coeficientes de correlação são, respectivamente, -0,27, -0,39 e -0,29; e, positivamente, com a variável tamanho da exploração pecuária, com um coeficiente de 0,20 (Quadro - 10).

Com isso, pode-se deduzir que as variáveis tamanho da exploração agrícola e estágio de tecnologia, pertencentes ao modelo estimado, sofrem influência negativa, de pouca significância, por parte do risco sistemático, e de maior

significância, por parte do risco diversificável. Quer dizer: o componente diversificável do risco, tende a reduzir a importância do tamanho da exploração agrícola e do estágio de tecnologia, mais do que o componente sistemático.

Já a variável tamanho da exploração pecuária é mais afetada, negativamente, pelo risco sistemático, do que, positivamente, pelo risco diversificável. Isso indica uma maior tendência da exploração pecuária com a diversificação e uma menor relação com a sua especialização. Esta opção tende a ser orientada para a obtenção de um retorno bruto mais confiável, menos sujeito às adversidades de clima e preço.

Com relação a variável capital fixo, ambos os componentes do risco mostram influência negativa sobre a sua aplicação nos empreendimentos rurais, evidenciando a aversão dos pequenos produtores ao risco inerente à atividade agrícola, quando se trata de aplicar recursos financeiros em construções e maquinário. Esse comportamento tem consistência com as teorias relacionadas à influência da percepção subjetiva do risco, sobre a incorporação de novas tecnologias, principalmente, quando implicam em despesas com investimentos.

De acordo com a matriz de correlação simples, o risco sistemático apresenta um baixo grau de associação com o risco diversificável, cujo coeficiente foi de $-0,19$. Isso sugere que a variação do risco total está mais associada com o componente sistemático, mostrando uma associação positiva com o componente diversificável, o que está sinalizado pelos graus de correlação simples, para com a produtividade da mão-de-obra agrícola, de $-0,55$ e $0,10$, respectivamente (Quadro - 10).

Quadro - 10 Matriz de correlação simples e níveis de significância, das variáveis que compõem o modelo do grupo B, do município de Buriti dos Lopes, Estado do Piauí.

	P M O	L	T	C	I	H	A	R _s	R _d
P M O	1 (0,000)								
L	0,66 (0,000)	1 (0,000)							
T	0,36 (0,011)	0,43 (0,002)	1 (0,000)						
C	0,66 (0,000)	0,31 (0,028)	-0,06 (0,688)	1 (0,000)					
I	0,55 (0,000)	0,58 (0,000)	0,36 (0,010)	0,46 (0,001)	1 (0,000)				
H	0,54 (0,000)	0,45 (0,001)	0,35 (0,012)	0,20 (0,153)	0,37 (0,008)	1 (0,000)			
A	0,15 (0,305)	-0,15 (0,303)	0,00 (0,99)	0,32 (0,024)	0,27 (0,058)	0,11 (0,430)	1 (0,000)		
R _s	-0,55 (0,000)	-0,06 (0,678)	-0,05 (0,742)	-0,58 (0,000)	-0,24 (0,096)	-0,14 (0,324)	-0,22 (0,128)	1 (0,000)	
R _d	0,10 (0,504)	-0,27 (0,062)	-0,39 (0,006)	0,20 (0,156)	-0,29 (0,039)	-0,17 (0,243)	0,03 (0,817)	-0,19 (0,183)	1 (0,000)

Obs: os números entre parênteses indicam os níveis de probabilidade de aceitação da hipótese de correlação nula, pelo teste "T" (STUDENT).

Quadro - 11 Estimativa dos coeficientes de regressão e erros padrão do modelo do grupo B, de Buriti dos Lopes.

VARIÁVEIS INDEPENDENTES	NÚMERO DE INTERAÇÕES								F	S	N	
	1	2	3	4	5	6	7	8				
X_1 = Tamanho da exploração agrícola (L)												
X_{11} = Risco sist. influenciando L	2,47691993 (0,3934)											
X_{12} = Risco divers. influenciando L		2,33090316 (0,2961)	2,03564045 (0,2959)	1,65537085 (0,2996)	1,76445312 (0,2999)	1,77911522 (0,2852)	1,74300747 (0,2853)	1,54854781 (0,2984)	0,10701499 (0,0593)	0,1%		
X_2 = Estágio de tecnologia (T)												
X_{21} = Risco sistem. influenciando T												
X_{22} = Risco diversif. influenciando T												
X_3 = Tamanho da exploração agrícola (C)			0,16820480 (0,0599)	0,16903233 (0,0552)	0,14870135 (0,0552)	0,37901236 (0,1101)	0,48559022 (0,0679)	0,46947421 (0,0668)		0,1%		
X_{31} = Risco sistem. influenciando C												
X_{32} = Risco divers. influenciando C												
X_4 = Capital fixo (I)												
X_{41} = Risco sistem. influenciando I												
X_{42} = Risco divers. influenciando I												
X_5 = Ocupação da mão-de-obra agrícola (H)												
X_6 = Recursos administrativos (A)												
X_7 = Risco sistem. "Portfólio" Agríc. (R_s)												
X_8 = Risco divers. "Portfólio" Agríc. (R_d)												
Coeficiente linear (log. neperiano)	1,07134534 0,4409	0,36431812 0,6853	0,40998176 0,7255	0,71455041 0,7674	1,65018621 0,7772	2,24734419 0,7986	2,56613447 0,7963	3,05791297 0,8062*				
Coeficiente de determinação (R^2)												
Obs: * nível de significância dos coeficientes na última interação, pelo test t (STUDENT)												

** Teste "F" apresentou um nível de significância menor do que 0,1%

- O número entre parêntesis é o erro-padrão da estimativa, imediatamente acima.

Os resultados relativos ao município de Valença, que representa o semi-árido no Estado do Piauí, mostra, através da matriz de correlação simples (Quadro - 12), que as variáveis independentes que mais se correlacionam, positivamente, com a produtividade da mão-de-obra agrícola, são: tamanho da exploração agrícola, tamanho da exploração pecuária, capital fixo e ocupação da mão-de-obra agrícola, com os respectivos coeficientes estimados em 0,52, 0,36, 0,29 e 0,48; e, negativamente, apenas o risco diversificável merece destaque, com um coeficiente de correlação de -0,25 que, juntamente com os coeficientes positivos, são significativos ao nível de 0,1% a 10% de probabilidade.

Na primeira interação da regressão (Quadro - 13), entra no modelo, a variável tamanho da exploração agrícola, sendo influenciada pelo risco sistemático, cujo coeficiente estimado foi significativo ao nível de 0,1% de probabilidade. O coeficiente de determinação no valor de 0,30, significativo a um nível menor que 0,1% de probabilidade (teste "F"), indica que 30% da variação na produtividade da mão-de-obra agrícola, pode ser explicada pela variação do tamanho da exploração agrícola, cujo coeficiente está modificado pelo risco sistemático, com mais de 99% de confiança.

Da segunda até a sétima interação, quando a regressão obtem o melhor ajustamento, foram incluídas: o estágio de tecnologia, sob influência de ambos os componentes do risco; o tamanho da exploração pecuária, com o coeficiente de regressão sendo modificado pelo risco sistemático; capital fixo sendo

influenciado pelo risco diversificável; recursos administrativos e o risco diversificável do portfolio agrícola. Todas as estimativas dos coeficientes de regressão foram significativas aos níveis de 0,1% (L), 1% (T), 2% (A) e 5% (C, I e R_d) de probabilidade, pelo teste "t" (de STUDENT).

Após a entrada da variável risco diversificável (R_d), o coeficiente de determinação ficou em 0,56, significativa a um nível menor que 0,1% de probabilidade, indicando que 56% da variação da produtividade da mão-de-obra agrícola, pode ser explicada por mudanças nas variáveis contidas no modelo estimado, com mais de 99% de confiança.

Considerando o nível de significância de 10% de probabilidade, pelo teste "F", para entrada e saída de variáveis na regressão, nenhuma outra variável seria capaz de melhorar o nível de explicação da variação da produtividade da mão-de-obra agrícola, em função de sua relação com as variáveis independentes incluídas no modelo ajustado até a sétima interação. Com a conclusão da regressão STEPWISE, a função de produção U-F fica expressa como:

$$PMO = 55,88 L^{1,60} R_s \cdot T^{(2,43R_d - 1,53R_s)} \cdot C^{0,51} R_s \cdot I^{1,18} R_d \cdot A^{-0,40} \cdot R_d^{1,65}.$$

Na função U-F ajustada aos dados da micro-região situada no semi-árido, observa-se que a variável tamanho da exploração agrícola tem coeficiente de elasticidade parcial de produção modificado pelo risco sistemático, o qual foi estimado em $1,60 R_s$, a um nível de significância de 0,1% de probabilidade. Esse resultado sugere que, a um dado nível deste

componente do risco, uma variação de 10% no tamanho da exploração agrícola, "ceteris paribus", tende a implicar numa mudança direta da produtividade da mão-de-obra agrícola, da ordem de $16 R_s\%$.

Por outro lado, para um determinado tamanho da exploração agrícola (L), uma redução de 0,10 no nível do risco sistemático tende a modificar o coeficiente de elasticidade dessa variável independente, reduzindo a sua produtividade marginal em 0,16 unidades. Então, a redução do componente sistemático implica na perda de eficiência do tamanho da exploração agrícola, para determinar o nível de produtividade da mão-de-obra, desde que todos os demais fatores permaneçam constantes. Nesse caso, para se manter a mesma produtividade, evidentemente, seria necessário expandir a área cultivada por equivalente-homem disponível na unidade de produção.

A variável estágio de tecnologia (T), participa da função U-F com o coeficiente de elasticidade parcial estimado pela função $2,43 R_d - 1,53 R_s$, a um nível de significância de 1% de probabilidade. Sendo assim, a associação da variação do estágio de tecnologia com mudanças na produtividade da mão-de-obra agrícola, depende da razão entre os níveis dos componentes do risco (diversificável e sistemático) e da correlação entre eles. Com efeito, desde que $R_d/R_s > 0,63$, verifica-se uma associação positiva entre tecnologia e produtividade da mão-de-obra, e se $R_d/R_s < 0,63$, essa associação passa a ser negativa.

De acordo com os resultados médios, analisados conforme o modelo proposto, a relação entre esses componentes,

nas unidades que exploram lavouras e pecuária da micro-região de Valença do Piauí, mostra que $R_d/R_s=0,53$ (Apêndice - 16). Nessas condições, as mudanças na tecnologia se mostram, negativamente, associadas com variações na produtividade da mão-de-obra agrícola, ou seja, à medida que o risco sistemático aumenta, o que é consistente com uma maior diversificação da produção, cresce o uso de insumos tradicionais, implicando na perda de eficiência da tecnologia para determinar o nível dessa produtividade. Por outro lado, uma maior especialização da produção tende a aumentar o nível do risco diversificável, sugerindo que há uma indução para a melhoria da tecnologia e, conseqüentemente, de sua capacidade para influenciar o nível da produtividade da mão-de-obra agrícola.

O tamanho da exploração pecuária (C) obteve um coeficiente de elasticidade estimado em $0,51 R_s$, a um nível de significância de 5%, portanto, sendo modificado pelo risco sistemático. Isso sugere que, a um dado nível deste componente do risco, uma variação de 10% no tamanho da exploração pecuária tende a provocar uma mudança direta na produtividade da mão-de-obra agrícola, da ordem de $5,1 R_s\%$, "ceteris paribus".

De outro modo, para um dado tamanho da exploração pecuária, uma redução de 0,10 no nível do risco sistemático implica numa diminuição de 0,051, no seu coeficiente de elasticidade, reduzindo a sua produtividade marginal e, conseqüentemente, a eficiência da exploração pecuária para determinar o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola. Com isso, pode-se deduzir que, a especialização da exploração

pecuária, sendo consistente com a redução do risco sistemático e, em consequência, com a queda de sua produtividade marginal, tende a ser praticada na região semi-árida, em favor de caprinos e ovinos ou de bovinos de baixo padrão zootécnico.

Para a variável capital fixo (I), foi estimado um coeficiente de elasticidade no valor de $1,18 R_d$, portanto, modificado pelo risco diversificável, o qual foi significativo a um nível de 5% de probabilidade. Com isso, pode-se deduzir que, a um dado nível de risco diversificável, um aumento de 10% no capital fixo, está associado a um acréscimo de $11,8 R_d\%$ na produtividade da mão-de-obra agrícola, quando os demais fatores e condições permanecem constantes.

Por outro lado, para um dado valor do capital fixo, uma redução de 0,10 no risco diversificável tende a reduzir o seu coeficiente de elasticidade parcial de produção em 0,118, implicando na diminuição da produtividade marginal e, conseqüentemente, da eficiência das inversões fixas para determinar o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, nas pequenas unidade de produção situadas no semi-árido. Sendo assim, é provável que o capital fixo aplicado nas explorações com tendência para a especialização, se mostre mais associado àquelas atividades de maior retorno bruto esperado, daí sua maior eficiência para definir o nível dessa produtividade.

O uso de recursos administrativos (A), entrou no modelo com um coeficiente de elasticidade negativo. Estimado em -0,4, a um nível de significância de 2% de probabilidade, este coeficiente indica que uma melhoria de 10% no uso de recursos

administrativos, "ceteris paribus", tende a provocar uma mudança negativa na produtividade da mão-de-obra agrícola, da ordem de 4%, o que vem contrariar pesquisas de SOUZA FILHO (48), quando ele constata que: o uso de recursos administrativos está associado a melhores resultados econômicos nas empresas rurais.

É provável que a natureza dos indicadores de capacidade gerencial e o próprio método empregado para a quantificação da variável, tenham contribuído, efetivamente, para que as decisões racionais, do ponto de vista do pequeno produtor, fossem captadas como administração ineficiente.

A definição de objetivos e o plano de exploração, nas unidades de produção familiar, tendem a ser orientados pelas necessidades de manutenção da família, não considerando as oportunidades do ambiente operacional e os princípios de alocação de recursos, que os indicadores tentam captar.

Da mesma maneira, o controle de despesas e receita não parece um recurso necessário, quando a produção das unidades familiar se destinam, prioritariamente, para o consumo direto da família, portanto, sendo pouco afetada pelo comportamento dos preços de mercado.

A última variável da função ajustada foi o risco diversificável (R_d), com um coeficiente de elasticidade estimado em 1,65, a um nível de significância de 5% de probabilidade. Isso sugere que uma redução de 10% no nível desse componente do risco, está associado a uma diminuição de 16,5% na produtividade da mão-de-obra agrícola, desde que os demais fatores e condições permaneçam constantes. Esta associação é consistente com a

diversificação da produção, com inclusão de atividades mais rentáveis, porém, com redução da exploração agrícola e pecuária, em face da correlação negativa entre R_d e R_s (-0,83).

Não obstante a correlação entre a produtividade da mão-de-obra agrícola e a ocupação da mão-de-obra ser relativamente alta (coeficiente de 0,48%), esta variável não foi incluída na função estimada, provavelmente, devido sua alta correlação com a variável tamanho da exploração agrícola, cujo coeficiente de correlação é de 0,50. Embora não chegue a ser um problema típico de multicolinearidade, a alta correlação entre essas duas variáveis independentes sugere que a inclusão do tamanho da exploração agrícola na função estimada, já incorpora os efeitos da ocupação da mão-de-obra.

A variável risco sistemático (R_s) apresenta correlação positiva com as variáveis: tamanho da exploração agrícola estágio de tecnologia, ocupação da mão-de-obra agrícola e recursos administrativos; e, correlação negativa com as variáveis: tamanho da exploração pecuária e capital fixo. Entre as variáveis positivamente correlacionadas com o risco sistemático, destacam-se, recursos administrativos, com o coeficiente de 0,39, e estágio de tecnologia, com o coeficiente de 0,22. O capital fixo foi a variável que mais se destacou com a correlação negativa, com um coeficiente de -0,32.

Quanto ao risco diversificável (R_d), a única variável independente com que apresenta correlação positiva é, justamente, o capital fixo, cujo coeficiente de 0,30, foi significativo ao nível de 5% de probabilidade. Isto indica que

Quadro - 12 Matriz de correlação simples e níveis de significância, das variáveis que compõem o modelo do grupo B, do município de Valença, Estado do Piauí.

	P M O	L	T	C	I	H	A	R _s	R _d
P M O	1 (0,000)								
L	0,52 (0,000)	1 (0,000)							
T	0,19 (0,211)	-0,01 (0,969)	1 (0,000)						
C	0,36 (0,017)	0,25 (0,100)	0,12 (0,437)	1 (0,000)					
I	0,29 (0,060)	0,22 (0,149)	0,19 (0,213)	0,34 (0,022)	1 (0,000)				
H	0,48 (0,001)	0,50 (0,001)	0,22 (0,148)	0,03 (0,852)	0,11 (0,494)	1 (0,000)			
A	-0,08 (0,607)	0,10 (0,523)	0,09 (0,549)	-0,05 (0,749)	0,13 (0,387)	0,01 (0,973)	1 (0,000)		
R _s	0,25 (0,108)	0,08 (0,615)	0,22 (0,143)	-0,11 (0,467)	-0,32 (0,031)	0,29 (0,056)	0,39 (0,008)	1 (0,000)	
R _d	-0,25 (0,097)	0,02 (0,885)	-0,22 (0,150)	0,01 (0,969)	0,30 (0,051)	-0,10 (0,513)	-0,13 (0,402)	-0,83 (0,000)	1 (0,000)

Obs: Os números entre parêntesis indicam os níveis de probabilidade de aceitação da hipótese de correlação nula, pelo teste "T" (STUDENT).

Quadro - 13 Estimativa dos coeficientes de regressão e erros padrão do modelo no grupo B, de Valença.

VARIÁVEIS INDEPENDENTES	NÚMERO DA INTERAÇÕES							TESTE=T* N. S.
	1	2	3	4	5	6	7	
X ₁ = Tamanho da exploração agrícola (L)	2,06017452 (0,4699)	1,98850935 (0,4469)	1,79536319 (0,4428)	1,70542442 (0,4351)	1,57284175 (0,4266)	1,65920319 (0,4091)	1,59950130 (0,3927)	0,1 %
X ₁₁ = Risco sistemático influenciando L								
X ₁₂ = Risco diversific. influenciando L								
X ₂ = Estágio de tecnologia (T)				-0,47209768 (0,2716)	-0,71883708 (0,2926)	-0,81337656 (0,2826)	-1,53073543 (0,4374)	1 %
X ₂₁ = Risco sistemático influenciando T				0,96397689 (0,3417)	1,08955085 (0,3370)	1,24331712 (0,3293)	2,43371048 (0,6516)	0,1 %
X ₂₂ = Risco sistemático influenciando T		0,83208372 (0,3504)	0,81283457 (0,3387)					
X ₃ = Tamanho da exploração pecuária (C)			0,44866151 (0,2270)	0,55266352 (0,2294)	0,44681921 (0,2288)	0,40258513 (0,2193)	0,51146075 (0,2163)	5 %
X ₃₁ = Risco sistemático influenciando C								
X ₃₁ = Risco diversific. influenciando C								
X ₄ = Capital fixo (I)								
X ₄₁ = Risco sistemático influenciando I								
X ₄₂ = Risco diversific. influenciando I					1,08815509 (0,5683)	1,23091368 (0,5463)	1,18165985 (0,5236)	5 %
X ₅ = Ocupação da mão-de-obra agrícola (H)								
X ₆ = Recursos administrativos (A)								
X ₇ = Risco sistem. do "Portfólio" Agrícola (R _s)								
X ₈ = Risco diversif.do "Portfólio" Agrícola (R _d)								
Coeficiente linear (log. neperiano)	-0,26206315 0,2976	0,15634989 0,3675	0,21840155 0,4094	-0,10826858 0,4378	-0,19000336 0,4738	-0,97451970 0,5207	4,02327609 0,5606**	
Coeficiente de determinação (R ²)								

** Teste "F" apresentam um nível de significância menor do que 0,1%.

* Nível de significância dos coeficientes de regressão, na última interação pelo teste T (STUDENT)

- 0 número entre parêntesis é o erro-padrão da estimativa.

um aumento desse componente do risco, está associado a um acréscimo das inversões fixas, provavelmente, daquelas destinadas a reduzir a exposição das atividades agrícolas, aos fatores que podem provocar perdas na exploração.

A correlação observada entre o risco diversificável e o sistemático é de $-0,83$, significativo ao nível de 1% de probabilidade. Isso indica que, em mais de 99% dos casos, o acréscimo de um deles está associado a 83% da redução do outro e, também, que a variação do risco total está relacionada, equitativamente, com a variação de ambos os componentes.

5.2.3. Associação dos resultados com as hipóteses

Com base nas análises estatísticas do item anterior, pode-se identificar algumas relações dos resultados obtidos com as hipóteses estabelecidas para essa pesquisa, a partir das funções de produção ULVELING-FLETCHER, estimadas para os dois grupos de produtores, em cada um dos municípios envolvidos no estudo (Quadro - 14).

Hipótese - 1. Se o risco tende a induzir o comportamento dos pequenos agricultores, no sentido de reduzir a eficiência dos recursos produtivos disponíveis, então, pode ser considerado um fator de restrição à melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola.

A função de produção ajustada aos dados obtidos junto às unidades de produção familiar que exploram lavouras, do

município de Buriti dos Lopes, mostra que só as variáveis, tamanho da exploração agrícola e recursos administrativos, conseguiram estimativas significativas para os coeficientes de elasticidades parciais de produção, aos níveis de 0,1% e 2% de probabilidade, respectivamente.

Observa-se ainda, que a produtividade da mão-de-obra agrícola não se mostra influenciada pelo risco, demonstrando que, nas atuais condições de exploração agrícola das unidades de produção observadas, o risco não se constitui como restrição à melhoria dessa produtividade. Assim, a hipótese em questão não pode ser comprovada para as unidades de produção familiar da micro-região do Baixo Parnaíba Piauiense.

Em se tratando de pequenas unidades produtivas, cuja produção tem destino garantido - o consumo na própria unidade de produção - e se compõe de atividades adaptadas às condições regionais, as tomadas de decisão tendem a ser pouco afetadas pela percepção subjetiva do risco.

O fato do tamanho da exploração agrícola não se mostrar influenciado pelo risco, sugere que a área cultivada por cada equivalente-homem disponível na unidade de produção familiar, cuja média amostral corresponde a 0,88 hectare, está aquém da mínima necessária para assegurar a subsistência da família do agricultor, na referida região.

Na função de produção ajustada aos dados obtidos no município de Valença, para a mesma categoria de unidades de produção referidas acima, o tamanho da exploração agrícola, com o coeficiente de elasticidade sendo modificado pelo risco

diversificável, e este componente em si, foram as variáveis que obtiveram estimativas para os coeficientes de elasticidades parciais nos limites de significância de 1% e 10% de probabilidade, respectivamente.

A produtividade da mão-de-obra agrícola se mostra influenciada, negativamente, pelo risco diversificável, cujo coeficiente de elasticidade parcial foi estimado em -0,9, sugerindo que uma redução de 10% no nível desse componente do risco, desde que todos os demais fatores permaneçam constantes, está associado a um aumento de 9% na referida produtividade.

Por outro lado, observa-se que o risco diversificável também participa da função, modificando, positivamente, o coeficiente de elasticidade do tamanho da exploração agrícola, o qual foi estimado em 5,0 R_d . Isso indica que uma redução desse componente do risco, implica numa perda de eficiência da variável que representa o fator "terra", para a definição da produtividade da mão-de-obra agrícola.

Então, uma redução do risco diversificável está associada, simultaneamente, a uma perda de eficiência do tamanho da exploração agrícola e a um aumento da produtividade da mão-de-obra. Nessas condições, o risco não se constitui, explicitamente, como um fator de restrição à melhoria dessa produtividade, por conseguinte, a hipótese, em questão, não pode ser validada para as unidades de produção que só exploram lavouras, na micro-região de Valença do Piauí.

A função de produção ajustada aos dados obtidos nas unidades de produção familiar, que exploram lavouras e pecuária, em Buriti dos Lopes, mostra que as variáveis independentes que tiveram estimativas dos coeficientes de elasticidades parciais de produção significativos, foram: tamanho da exploração agrícola, estágio de tecnologia, tamanho da exploração pecuária, ocupação da mão-de-obra agrícola e risco diversificável, cujos níveis variam de 0,1% a 10% de possibilidade (Quadro - 14).

De acordo com essa função, a produtividade da mão-de-obra agrícola tende a ser influenciada, positivamente, pelo risco diversificável cujo coeficiente de elasticidade parcial foi estimado em 2,01, sugerindo que uma redução de 10% no nível deste componente do risco, está associada a uma diminuição de 20,1% nessa produtividade, "ceteris paribus".

A variável tamanho da exploração agrícola entrou na função ajustada, com um coeficiente de elasticidade estimado em 1,55 R_d , portanto, sendo modificado pelo risco diversificável, indicando que uma redução nesse componente do risco, tende a diminuir a produtividade marginal dessa variável, ou seja, restringe sua eficiência para a definição da produtividade da mão-de-obra agrícola.

Já a variável tamanho da exploração pecuária, participa do modelo com um coeficiente de elasticidade parcial estimado em 0,47-1,93 R_s , portanto, sendo modificado pelo risco sistemático, podendo exercer influência positiva ou negativa, sobre a definição da produtividade da mão-de-obra agrícola, conforme o nível desse componente do risco seja menor ou maior

do que 0,24, respectivamente. Com efeito, à medida que o risco sistemático aumenta até 0,24, o tamanho da exploração pecuária tende a diminuir sua capacidade para influenciar, positivamente, a variação da produtividade da mão-de-obra agrícola, ou seja, reduz sua produtividade marginal positiva. Acima deste limite, à medida que esse componente do risco cresce, aumenta a capacidade da referida variável para influenciar, negativamente, o nível da produtividade da mão-de-obra agrícola, ou seja, aumenta sua produtividade marginal negativa.

Após essas análises e considerando as pressuposições de racionalidade e de aversão ao risco, pode-se deduzir que, ao se decidirem pela diversificação da produção agropecuária, como medida de controle do risco, os pequenos produtores estão restringindo a eficiência de fatores produtivos e, conseqüentemente, as possibilidades de melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola, comprovando-se a hipótese em questão, para as unidades de produção familiar, que exploram lavouras e pecuária na micro-região do Baixo Parnaíba Piauiense.

Na função de produção ajustada aos dados obtidos junto às unidades de produção familiar que exploram lavouras e pecuária, de Valença do Piauí, as variáveis que tiveram estimativas de coeficientes de elasticidades parciais significativos, a níveis de 1% e 5% de probabilidade, foram: tamanho da exploração agrícola, estágio de tecnologia, tamanho da exploração pecuária, capital fixo, recursos administrativos e risco diversificável (Quadro - 14).

De acordo com essa função, a produtividade da

mão-de-obra agrícola é influenciada, positivamente, pelo risco diversificável, cujo coeficiente de elasticidade foi estimado em 1,65, sugerindo que uma redução de 10% no nível deste componente do risco, está associada a uma diminuição de 16,5% nessa produtividade, "ceteris paribus".

As variáveis, tamanho da exploração agrícola e tamanho da exploração pecuária, participam do modelo com os respectivos coeficientes de elasticidades estimados em $1,6 R_s$ e $0,51 R_s$, portanto, sendo modificados pelo risco sistemático. Isso indica que uma redução deste componente do risco, o que é consistente com uma maior especialização da produção, implica na redução dos coeficientes de elasticidades parciais de ambas as variáveis, conferindo-lhes uma menor eficiência para influenciar a variação da produtividade da mão-de-obra agrícola, desde que os demais fatores permaneçam constantes. Nesse caso, a especialização tende a ocorrer em favor de atividades agrícolas e pecuária, de menor retorno bruto esperado, porém, menos susceptíveis aos efeitos dos fatores de risco.

A variável estágio de tecnologia, entrou no modelo com um coeficiente de elasticidade estimado pela função $2,43 R_d - 1,53 R_s$, portanto, sendo modificado, positivamente, pelo risco diversificável e, negativamente, pelo risco sistemático. Essas relações sugerem que, predominando a preferência pela diversificação da produção, como uma manifestação de aversão ao risco, bastante comum nas unidades de produção familiar do semi-árido nordestino, o componente diversificável tende a diminuir e o sistemático a aumentar, por conseguinte, a

em questão, também, para a micro-região de Valença do Piauí.

Hipótese - 2. Se o pequeno agricultor tende a reforçar sua resistência às inovações tecnológicas, ante a percepção subjetiva do risco que elas podem acarretar ao sistema produtivo tradicional, então, está restringindo as condições essenciais para melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola na sua unidade de produção.

As funções de produção que foram ajustadas a partir dos dados obtidos junto às unidades produtivas que não exploram pecuária, não incluem a variável estágio de tecnologia, portanto, não apresentam condições explícitas para a verificação da hipótese supra citada.

Analisando as matrizes de correlação simples (Quadro 6 e 8), observa-se que a variável, estágio de tecnologia, apresenta uma correlação parcial negativa com a produtividade da mão-de-obra agrícola, cujos coeficientes de $-0,02$, para os dados referentes a de Buriti dos Lopes e de $-0,19$ para os referentes a Valença do Piauí, foram insignificantes. Parece que o alto grau de tradicionalismo da exploração agrícola, nas unidades de produção familiar de ambos os municípios, não permitiu inclusão da referida variável como um fator relevante para a definição da produtividade da mão-de-obra agrícola. É provável que a ausência generalizada de tecnologia moderna, seja devido, em grande parte, à resistência dos pequenos agricultores para incorporação de inovações técnicas, face o grau de risco que elas podem acarretar ao sistema de produção tradicional,

conforme já constatado em outras pesquisas . No entanto, as funções ajustadas não explicam essa tendência e a hipótese em questão não pôde ser comprovada.

Mas, as funções de produção U-F, ajustadas a partir dos dados obtidos junto às unidades de produção familiar que exploram lavouras e pecuária, em ambos os municípios abrangidos pela pesquisa, incluem a variável estágio de tecnologia como fator de explicação para o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola.

Na função relativa a Buriti dos Lopes , o coeficiente de elasticidade parcial do estágio de tecnologia foi estimado em 0,11, a um nível de significância de 10% de probabilidade, e não se mostra influenciado por nenhum dos componentes do risco. Assim, um aumento de 10% no nível de tecnologia, devido a incorporação de insumos e práticas modernas no processo produtivo tradicional, tende a provocar uma mudança de 1,1% na produtividade da mão-de-obra agrícola, considerando-se os demais fatores constantes. O comportamento da variável, em relação a essa produtividade, embora seja consistente com as evidências empíricas, não permite a comprovação da hipótese em questão.

Quanto à função ajustada a partir dos dados de Valença do Piauí, observa-se que o coeficiente de elasticidade parcial do estágio de tecnologia, estimado pela equação $2,43 R_d - 1,53 R_s$, ao nível de significância de 1% de probabilidade, está sendo modificado negativamente pelo risco sistemático e,

13. ACCARINI (1), DILLON (11), GOMES (21), HIEBERT (27) e MOUTINHO et alii (38).

positivamente, pelo risco diversificável (Quadro - 14).

Dado o alto grau de associação negativa entre esses componentes do risco - o coeficiente de correlação é de $-0,83$, significativo a menos de $0,1\%$ de probabilidade - pode-se esperar que o aumento de um deles esteja associado com 83% da diminuição do outro, em mais de 99% dos casos. Sendo assim, para um dado risco total, a diversificação da produção tende a diminuir o componente diversificável e, por conseguinte, aumentar a exposição do "portfólio" agrícola ao componente sistemático, do mesmo modo que a especialização pode provocar um comportamento inverso, é provável que:

- na exploração com tendência para a diversificação, onde o risco sistemático é o componente mais relevante, o uso de insumos e práticas modernas seja, relativamente, pequeno e a variável estágio de tecnologia tenha baixa capacidade para influenciar a produtividade da mão-de-obra agrícola; quando a relação risco diversificável/risco sistemático é maior do que $0,63$, essa variável passa a influir de forma positiva, na definição do nível da referida produtividade;
- na exploração com tendência para a especialização, onde o risco diversificável é o componente mais relevante, o uso de insumos e práticas modernas seja, relativamente, expressivo e a variável estágio de tecnologia adquira maior capacidade de influenciar a produtividade da mão-de-obra agrícola.

Após essas considerações, pode-se deduzir que o uso de insumos e práticas agrícolas modernas, em regiões semelhantes à micro-região de Valença do Piauí, sofre influência de ambos os

componentes do risco, de forma positiva ou negativa, conforme a produção apresente tendência para a especialização ou diversificação, respectivamente.

Como há preferência pela diversificação de atividades nas unidades de produção familiar, como medida de precaução contra fatores de risco, entende-se que a presença deste fator tende a reduzir a capacidade da tecnologia para provocar mudança na produtividade da mão-de-obra agrícola, o que se identifica pela diminuição do uso de insumos e práticas consideradas modernas que poderiam aumentar a produtividade dos fatores tradicionais. Com isso, a presença do risco tende a restringir condições essenciais para melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola, o que torna a hipótese válida para a micro-região de Valença do Piauí.

Hipótese - 3. Em condições de risco, a inclusão da atividade pecuária no "portfólio agrícola", tende a reduzir a variabilidade da produtividade da mão-de-obra, nas pequenas unidades produtivas da região Nordeste.

As funções de produção U-F ajustada para as unidades de produção que exploram lavouras e pecuária, incluem a variável tamanho da exploração pecuária, com o coeficiente de elasticidade parcial de produção sendo influenciado pelo risco sistemático, e a variável tamanho da exploração agrícola, com o coeficiente de elasticidade parcial sendo influenciado pelo risco diversificável, na função relativa a Buriti dos Lopes, e pelo risco sistemático, na função relativa a Valença do Piauí (Quadro - 14).

Na função U-F ajustada para Buriti dos Lopes, enquanto a variável tamanho da exploração agrícola tem um coeficiente de elasticidade positivo, correspondente a $1,55 R_d$, o tamanho da exploração pecuária, com o coeficiente representado pela função $0,47 - 1,93 R_s$, tanto pode ser positivo como negativo, conforme o risco sistemático se mostre menor ou maior do que 0,24, respectivamente.

Isso sugere que, a um dado nível de risco, uma variação no tamanho da exploração pecuária tende a provocar uma mudança na produtividade da mão-de-obra agrícola, menor do que a provocada, pelo tamanho da exploração agrícola, com o mesmo percentual de variação e no mesmo sentido, de $|R_s + 0,8 R_d > 0,24|$ ¹⁴.

Sendo assim, pode-se deduzir que, à medida que se expande ou se restringe o tamanho da exploração agrícola e pecuária, numa mesma unidade de produção familiar, a variância da produtividade de sua mão-de-obra tende a ser reduzida, seja com exploração diversificada ou com tendência à especialização, "ceteris paribus" e observada a identidade acima.

No caso de $|R_s + 0,8 R_d < 0,24|$, o tamanho da exploração pecuária tende a influenciar a variabilidade da produtividade da mão-de-obra agrícola, numa intensidade maior do que o tamanho da exploração agrícola, contrariando as evidências empíricas constatadas por FERREIRA (16), em pesquisas realizadas na região

14. Seja a função U-F, ajustada para os dados de Buriti dos Lopes, $PMO=21,28$,
 $L^{1,55 R_d} \cdot T^{0,11} \cdot C^{(0,47 - 1,93 R_s)} \cdot H^{0,35} \cdot R_d^{2,01}$

Igualando-se os coeficientes de L e C, e simplificando-se a expressão, obtém-se: $1,55 R_d = 0,47 - 1,93 R_s \dots R_s + 0,8 R_d = 0,24$.

Nordeste, de que os maiores níveis dessa produtividade e os menores níveis de risco ocorrem com a atividade pecuária.

Na função ajustada aos dados de Valença do Piauí, os coeficientes de elasticidades das variáveis, tamanho da exploração agrícola e tamanho da exploração pecuária, foram estimados em $1,6 R_s$ e $0,51 R_s$, respectivamente, portanto, ambos sendo modificados pelo risco sistemático. Isso indica que uma variação neste componente do risco, implica numa modificação da eficiência dessas variáveis para provocar mudanças no nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, no mesmo sentido.

Observa-se que o coeficiente de elasticidade do tamanho da exploração agrícola ($1,60 R_s$) é maior do que o do tamanho da exploração pecuária ($0,51 R_s$), por conseguinte, tende a contribuir, com mais intensidade, para a variabilidade da produtividade da mão-de-obra agrícola. Nesse caso, a exploração pecuária, sendo responsável por uma menor amplitude de variação dessa produtividade, pode ser considerada como uma atividade que reduz o risco, quando participa do portfólio da unidade de produção, conjuntamente, com as atividades agrícolas.

Portanto, para as duas micro-regiões pesquisadas, acredita-se que, independente da produção ser mais ou menos diversificada, a inclusão da atividade pecuária no portfólio tende a diminuir a variabilidade da produtividade da mão-de-obra agrícola, nas pequenas unidades produtivas da região Nordeste, o que comprova a hipótese - 3.

Quadro - 14. Funções de produção U-F ajustadas, segundo os modelos conceituais A e B, a partir de dados observados nos municípios de Buriti dos Lopes e Valença, Estado do Piauí.

Município	Modelo Conceitual	Função de produção U-F ajustada
Buriri dos Lopes	A (1)	$PMO = 5,9 \cdot L^{0,93} \cdot A^{-0,52}$
	B (2)	$PMO = 21,28 \cdot L^{1,55} R_d \cdot T^{0,11} \cdot C^{(0,47 - 1,93R_s)} \cdot H^{0,35} \cdot R_d^{2,01}$
Valença	A (3)	$PMO = 0,09273 \cdot L^{5,0} R_d \cdot R_d^{-0,90}$
	B (4)	$PMI = 55,88 \cdot L^{1,60} R_s \cdot T^{(2,43R_d - 1,53R_s)} \cdot C^{0,51} R_s \cdot I^{1,18} R_d \cdot A^{-0,40} \cdot R_d^{1,65}$
Coeficientes de Determinação:		(1) $R^2 = 0,66$
		(2) $R^2 = 0,81$
		(3) $R^2 = 0,40$
		(4) $R^2 = 0,56$

5.3. Inferências sobre a associação do risco com a produtividade da mão-de-obra agrícola

Analisando-se a função U-F ajustada aos dados das unidades de produção que só exploram lavouras, na micro-região de Valença do Piauí, pode-se deduzir que há uma tendência da preferência dos pequenos agricultores para o cultivo de poucas atividades agrícolas, porquanto, o risco diversificável se mostra como o componente mais relevante.

Como o risco diversificável está associado, negativamente, com a produtividade da mão-de-obra agrícola e, positivamente, com o tamanho da exploração agrícola, uma redução desse componente do risco tende a aumentar essa produtividade e, ao mesmo tempo, reduzir a produtividade marginal do fator "terra". É provável que tais relações derivem das decisões dos pequenos agricultores, ante a percepção do risco, de cultivar poucas atividades, entre as mais rentáveis com uma redução da área cultivada, a fim de garantir uma produção mínima suficiente para a manutenção da família.

O comportamento dos pequenos agricultores, situados na micro-região de Valença do Piauí, se mostra consistente com as pesquisas de ANDERSON & FEARON (5), DILLON & MESQUITA (13), HIEBERT (27) e JOHNSON (31), os quais constataram que esses produtores procuram primeiro, maximizar a segurança de manutenção da família, ante a percepção subjetiva do risco.

Nas funções ajustadas aos dados obtidos junto às unidades de produção que exploram lavouras e pecuária, nas

micro-regiões do Baixo Parnaíba Piauiense e de Valença do Piauí, o risco diversificável também aparece como o componente mais relevante, para influenciar o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, porém, através de uma associação positiva. É provável que nessas unidades de produção, ainda não se tenha esgotado os meios de controlar os efeitos dos fatores de risco ou que se opere com uma combinação ineficiente, entre as explorações agrícola e pecuária.

Considerando a associação positiva entre a produtividade da mão-de-obra agrícola e o risco diversificável, em ambas as funções, pode-se deduzir que o pequeno agricultor, ante a percepção subjetiva do risco, é induzido a adotar medidas, tais como, diversificação da produção, substituição de atividades por outras menos sujeita a perdas, redução do uso de insumos considerados modernos e da base técnica de produção, as quais resultam, naturalmente, na limitação da produtividade da mão-de-obra agrícola, a um nível aquém das reais possibilidades da sua unidade de produção.

Na função relativa à micro-região do Baixo Parnaíba Piauiense, o tamanho da exploração agrícola tem sua capacidade de modificar a produtividade da mão-de-obra, ponderada pelo risco diversificável. Então, como o coeficiente de elasticidade dessa variável independente é positivo, a decisão de diminuir o risco do seu empreendimento agrícola implica na redução da produtividade marginal da área cultivada por equivalente-homem, sugerindo que o pequeno agricultor procura diversificar produção, incluindo atividades menos rentáveis.

Como o tamanho da exploração pecuária tem o coeficiente de elasticidade modificado, negativamente, pelo risco sistemático (o coeficiente foi estimado em $0,47-1,93 R_s$), evidenciando a tendência para a diversificação, uma redução deste componente do risco deve ocorrer com a exclusão de atividades menos rentáveis, em favor da melhoria da qualidade e aumento do rebanho remanescente. Quer dizer que a redução do risco sistemático, é consistente com o aumento da produtividade marginal do tamanho da exploração pecuária.

Por outro lado, a redução do risco diversificável tende a implicar no acréscimo relativo do risco sistemático, em função da correlação negativa entre esses dois componentes (Quadro - 10). Então, medidas que resultem na redução do risco diversificável, que é o componente relevante, tende a restringir a produtividade da mão-de-obra agrícola, através da perda de eficiência, tanto da exploração agrícola como da pecuária. Esta, provavelmente, com uma modificação na combinação do rebanho, em favor das espécies menos rentáveis, porém, mais resistentes aos efeitos dos fatores de risco.

A função relativa à micro-região de Valença do Piauí, mostra que, tanto a exploração agrícola como a pecuária, têm os coeficientes de elasticidades parciais modificados pelo risco sistemático, sugerindo que essas explorações são bastante diversificadas. Assim, qualquer medida que resulte numa diminuição desse componente do risco, deve ocorrer com uma exclusão de atividades agrícolas e pecuária, em favor daquelas menos rentáveis, com aumento da área cultivada e redução do rebanho.

O estágio de tecnologia, variável que representa as inovações tecnológicas, tende a ser influenciado por ambos os componentes do risco. Com o coeficiente de elasticidade estimado em $2,43 R_d - 1,53 R_s$, pode-se deduzir que, medidas destinadas a reduzir o risco diversificável, as quais podem contribuir para aumentar o componente sistemático, tendem a reduzir a capacidade da tecnologia para influenciar a variação da produtividade da mão-de-obra agrícola.

Em termos práticos, significa que, a diversificação da produção ocorre com a intensificação no uso dos insumos tradicionais, ou mesmo, com a eliminação do uso de insumos modernos conforme já constatado por ACCARINI (1), ANDERSON & FEARON (5) e GOMES (21). Sendo assim, a percepção subjetiva do risco está restringindo condições essenciais para melhorar a produtividade da mão-de-obra agrícola.

O capital fixo também tem o risco diversificável como fator modificador de sua eficiência no processo produtivo. Com o coeficiente estimado em $1,18 R_d$, pode-se deduzir que, a adoção de medidas que impliquem na redução do risco diversificável, como é o caso da diversificação da produção, diminui a eficiência dessa variável, para exercer influência sobre o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola.

A função também mostra que, tanto o estágio de tecnologia como a capital fixo, tendem a aumentar, quando o produtor aceita uma maior nível do risco diversificável, demonstrando que essas variáveis são mais consistentes com a produção especializada.

Sendo assim, quando o pequeno agricultor do semi-árido nordestino é induzido a adotar medidas para reduzir o risco diversificável, o faz no sentido de: modificar a combinação de atividades agrícola e pecuárias, em termos de participação no "portfolio", em favor daquelas atividades mais rentáveis, porém, diminuindo o tamanho da exploração agrícola e aumentando a pecuária; reduzir o uso de insumos modernos, dando preferência aos fatores tradicionais, e os gastos com inversões fixas e maquinário.

Nas funções estimadas para as unidades de produção que incluem a pecuária no portfolio agrícola, de ambas as micro-regiões pesquisadas, observa-se que o coeficiente de elasticidade do tamanho da exploração agrícola será sempre maior do que o do tamanho da exploração pecuária, quer a produção apresente tendência para a diversificação ou para especialização. Com isso, quando atividades agrícolas e pecuária são incluídas num mesmo empreendimento, a exploração pecuária tende a reduzir a variabilidade da produtividade da mão-de-obra, para um dado nível esperado dessa produtividade.

Em pesquisas desenvolvidas no semi-árido nordestino, FERREIRA (16) constatou que, nos pequenos estabelecimento agrícolas, o aumento em gado e outras culturas está associado com aumentos nos níveis de renda e risco. Todavia, nessa mesma pesquisa as evidências empíricas mostraram que os menores coeficientes de variação (uma das medidas de risco adotada) e as maiores médias de produtividade da mão-de-obra agrícola ocorreram, justamente, na atividade pecuária. Portanto, as

deduções do presente estudo, quanto à função da exploração pecuária como redutora de variabilidade de produtividade da mão-de-obra agrícola, não mostra incoerência com os resultados da referida pesquisa.

Nas regiões menos susceptíveis aos efeitos dos fatores de risco climático, essa categoria de agricultores não se mostra influenciada pela possibilidade de perda, quando das decisões sobre a composição e o tamanho do seu empreendimento. A melhoria da produtividade da mão-de-obra agrícola, fica condicionada à disponibilidade de recursos, incorporação de novas tecnologias e fontes alternativas de renda.

Nas unidades de produção familiar que exploram lavouras e pecuária, a presença do risco induz o comportamento dos produtores, no sentido de adotar medidas para reduzir os seus efeitos, as quais diminuem a eficiência no uso dos fatores de produção disponíveis, inclusive a mão-de-obra.

Na região semi-árida, os pequenos agricultores procuram conviver com as expectativas de risco, diversificando a produção, agrícola e pecuária, e concentrando o uso de insumos modernos e capital fixo, no processo produtivo de algumas atividades específicas. Quando aumenta a expectativa de risco, eles tentam se precaver de seus efeitos, modificando a combinação de atividades agrícolas e pecuária, com o aumento da participação das mais rentáveis, aumentando o rebanho e reduzindo a área cultivada, o uso de insumos modernos e as inversões fixas inerentes ao processo produtivo.

Na região menos susceptível ao risco climático, os pequenos agricultores procuram conviver com as expectativas de risco, diversificando a produção pecuária e cultivando poucas atividades agrícolas. Diante de uma maior expectativa de risco, eles tentam se prevenir contra seus efeitos, modificando a

combinação do rebanho, em favor de espécies menos rentáveis (caprinos e ovinos), bem como, diversificando a produção agrícola, com a inclusão de atividades menos rentáveis e menos sujeitas aos fatores de risco, porém, diminuindo o rebanho e aumentando a área cultivada, de modo a assegurar a renda mínima necessária para a manutenção da família.

Em ambas as regiões da pesquisa, foi constatado que a inclusão da atividade pecuária (médio e grande porte) nas unidades de produção familiar, contribui para reduzir a variabilidade da produtividade da mão-de-obra agrícola.

6.2. Limitações

As limitações do presente estudo, embora não tenham comprometido os seus resultados merecem alguns comentários.

Uma delas, refere-se à metodologia utilizada para qualificar os indicadores da capacidade gerencial e avaliar a variável recursos administrativos.

A outra, está relacionada com o método de avaliação do risco. Ao se utilizar médias anuais do valor bruto da produção para determinar os componentes do risco, a serem incorporados no cálculo do risco à nível de unidade de produção familiar, o que está subestimando o seu valor.

6.3. Sugestões

Considerando os resultados desta pesquisa,

recomenda-se a realização de novos estudos que busquem uma melhor compreensão das relações do risco com a eficiência técnica e alocativa dos fatores de produção. Tais estudos, devem gerar conhecimentos que possibilitem uma administração do processo produtivo, em condições de risco.

Para uma atuação mais eficaz do serviço de extensão rural, junto às unidades de produção familiar, devem ser adotadas estratégias de ação que considerem a influência do risco nas tomadas de decisões dos produtores rurais, priorizando sistemas de produção que aumentem a renda agrícola esperada e diminua as possibilidades de perda.

7. RESUMO

A presente pesquisa procura analisar e compreender a associação do risco com a baixa produtividade da mão-de-obra agrícola, nas pequenas unidades de produção do Nordeste, com a expectativa de gerar subsídios para a concepção de estratégias mais confiáveis, com vistas à definição, adaptação, difusão e implementação de sistemas produtivos que possibilitem, efetivamente, a melhoria dessa produtividade.

A incorporação do risco como fonte explicativa do nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, fundamentou-se em duas vertentes de teorias: uma, que identifica os fatores responsáveis pela diferença de produtividade do trabalho, entre regiões desenvolvidas e em desenvolvimento; e outra, que analisa a influência da percepção subjetiva do risco, sobre o comportamento dos pequenos agricultores, no uso desses fatores produtivos.

Os dados foram obtidos de 10% das unidades de produção familiar, em duas micro-regiões homogêneas do Estado do Piauí, cujas características são diferentes, através de questionários estruturados.

Foi adotado um modelo analítico, baseado numa função

de produção do tipo COBB-DOUGLAS, com coeficientes de elasticidades parciais variáveis, desenvolvida por ULVELING & FLETCHER. Sua utilidade no presente estudo, foi prover a análise da influência do risco sobre o nível de produtividade da mão-de-obra agrícola, através da modificação dos coeficientes de elasticidades parciais das variáveis que representam os fatores, terra, tecnologia e capital (animais e inversões fixas).

Foram estimadas duas funções para cada micro-região observada, sendo uma, a partir dos dados das unidades produção que só exploram lavouras, e outra, com base nos dados daquelas que exploram lavouras e pecuária.

Nas funções relativas às unidades de produção que exploram lavouras e pecuária, em ambas as micro-regiões, o risco diversificável se mostrou associado, positivamente, com a produtividade da mão-de-obra agrícola. Já nas funções relacionadas com as unidades que só exploram lavouras, observa-se que, na micro-região encravada no semi-árido nordestino (Valença do Piauí), o risco diversificável se mostrou associado, negativamente, a essa produtividade, enquanto foi insignificante para influenciar o comportamento dos pequenos produtores, na micro-região menos afetada pelos fatores de risco (Baixo Parnaíba Piauiense).

Observa-se ainda, em ambas as funções ajustadas para as unidades que exploram lavouras e pecuária, que o coeficiente de elasticidade parcial do tamanho da exploração agrícola foi maior do que o do tamanho da exploração pecuária, para um dado

nível de risco, sugerindo que esta última é redutora da variabilidade da produtividade da mão-de-obra agrícola, quando incluída no "portfólio" da unidade produtiva.

Então, pode-se concluir que o risco intervém, decisivamente, sobre o comportamento dos pequenos agricultores, com reflexos na redução da eficiência do processo produtivo, de forma a restringir as possibilidades de melhorias da produtividade da mão-de-obra agrícola, nas unidades de produção familiar da região Nordeste.

Com base nas pressuposições de aversão ao risco e de racionalidade dos pequenos agricultores, os resultados desta pesquisa estão consistentes com os estudos já realizados, no que se refere à preferência dessa categoria de produtores para reduzir possibilidades de auferir maior nível de renda, em troca da garantia de subsistência da família.

Considerando-se que as atividades agrícolas, bem como, os modelos de exploração, têm características de risco próprias, as conclusões do presente estudo permitem reforçar orientações para que, a composição e a seleção dos sistemas de produção na região nordestina, sejam praticadas em função das expectativas de risco-retorno do pequeno produtor, em cada situação específica, se é que se pretende uma melhoria sustentada da produtividade da mão-de-obra agrícola, nas unidades de produção familiar.

8. SUMMARY

The present research aims to analyse and understand the association of the risk with the low productivity of the agricultural labor force, in the small units of production of the Northeast, looking for generating subsidies to the conception reliable strategies of more, keeping in mind the definition, adaptation, diffusion and implementation of productive systems which effectively permit an improvement of this productivity.

The incorporation of risk as an explanatory source of the level of productivity of agricultural labor force was based upon two theories: one which identifies the responsible factors for the difference of labor productivity, and the other which analyses the influence of subjective perception of risk upon the behavior of small farmers, in the use of these factors.

The data were obtained from 10% of familiar farm unity, in two homogeneous micro-regions of Piauí State, with different physiographic characteristics.

The COBB-DOUGLAS production function with variable return to scale, with coefficients of variable partial elasticities,

developed by ULVELING & FLETCHER. Its utility in the present study was to furnish the analysis of influence of risk upon the level of productivity of agricultural labor force, through the modification of coefficients of partial elasticities of variables which represent the factors, land, technology and capital (animals and fixed inversions).

Two functions were estimated for each observed micro-region: one from the data of production unity which only explore cultures, and the other with basis upon the data of those ones which explore cultures and cattle raising.

In the functions relative to production units which explore cultures and cattle raising in both the micro-regions, the diversified risk showed itself positively associated with the productivity of agricultural labor force. In the functions related with the units which only explore cultures, it is observed that in the micro-region enclosed in the northeastern semi-arid (Valença do Piauí), the diversified risk showed itself negatively associated to this productivity, while it was insignificant to influence the behavior of small farmers in the micro-region less affected by the risk factors (Baixo Parnaíba Piauiense).

It was still observed in both fitted functions for the units which explore cultures and cattle raising, that the coefficient of partial elasticity of size of agricultural exploration was higher than that one of the size of cattle raising exploration, for a given risk level, suggesting that the latter is reducer of variability of productivity of agricultural

labor force, when included in the portfolio of the productive unit.

So, it can be concluded that the risk decisively influences the behavior of the small farmers, with reflections upon decrease in the efficiency of productive process, in a manner which limits the possibilities of improvement of productivity of agricultural labor force in the familiar farm unity of the Northeast region.

With basis upon the presupposition of aversion to risk and of nationale of the small farmers, the results of this research are consistent with the studies already performed in relation to the preference of this category of producers to reduce possibilities of earning higher level of income, in exchange with the warranty of the family subsistence.

Keeping in mind that the agricultural activities as well as the exploration models have characteristics of proper risk the conclusions of the present study allow to reinforce the guidances for that the composition and selection of production systems in the northeastern region be practiced in function of expectatives of risk - income of the small farmer, in each specific situation, if it is intended a sustainable improvement of productivity of agricultural labor force in the familiar farm unity.

9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ACCARINI, J.O. **Economia rural e desenvolvimento: reflexos sobre o caso brasileiro.** Petrópolis, Vozes, 1987. 224 p.
2. ALENCAR, E. & MOURA FILHO, J.A. **Características sócio-econômica de unidade de produção no campo.** Lavras, ESAL/DAE, 1988. 27 p. (Mimeografado).
3. ALMEIDA, J.R. **Análise econômica da produção de leite da bacia leiteira de Salvador-Bahia.** Viçosa, UFV, 1972. 96 p. (Tese MS).
4. ALVES, E. & CONTINI, E. **A modernização da agricultura brasileira.** In: BRANDÃO, A.S. **Os Principais Problemas da Agricultura Brasileira: análises e sugestões.** Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988. 399 p.
5. ANDERSON, J. & FEARON, G. **Risk management strategy effects on efficiency and cost.** *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Ontario, 34:62-6, May 1987.

6. ANDRADE, J.G. Variáveis sócio-econômicas associadas a adaptabilidade e eficiência econômica dos agricultores de Boa Esperança, Minas Gerais. Viçosa, UFV, 1972. 80 p. (Tese MS).
7. CAMARGO, J.R.V. de. Análise da produtividade nas culturas de algodão e soja com aplicação do modelo ULVELING-FLETCHER. Piracicaba, ESALQ/USP, 1974. 131 p. (Tese MS).
8. CASTLE, E.N. Farm Business Management: the decision-marking process. New York, the Macmillan Company, 1962. 423 p.
9. CHHIBBER, A. Influência de preços e outros fatores no aumento da produção agrícola. *Finanças e Desenvolvimento*. Rio de Janeiro, 8(2):38-39, 1988.
10. CONTADOR, C.R. Determinantes da tecnologia agrícola no Brasil. In: *Tecnologia e Desenvolvimento Agrícola*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1975. 308 p. (Monografia, 17).
11. DILLON, J.L. Avaliação de tecnologias agrícolas alternativas sob risco. *Revista de Economia Rural*, São Paulo, 15(2)17-41, 1977.
12. DILLON, J.L. & ANDERSON, J.R. Allocative efficiency traditional agriculture, and risk. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 53(1):26-32, 1971.

13. DILLON, J.L. & MESQUITA, T.C. Atitude dos pequenos agricultores do sertão do Ceará, diante do risco. **Revista de Economia Rural**, Brasília, 16(2):7-21, 1978.
14. ENGLER, J.J. de C. **Análise de produtividade agrícola entre regiões do Estado de São Paulo**. Piracicaba, ESALQ/USP, 1978. 132 p. (Tese MS).
15. FERGUSON, C.E. **Microeconomia**. Rio de Janeiro, Forense, 1988. 610p.
16. FERREIRA, L.R. **Parceria e risco na agricultura do Nordeste**. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1979. 220 p. (Monografia, 31).
17. FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário (Estado do Piauí)**. Rio de Janeiro, 1980. 523 p.
18. GEORGE, P.T. The impact of finance and factors influencing risk-taking of farm entrepreneurs: an application or path analysis. **Journal of Rural Development, India**, 6(1):67-80, 1987.
19. GHAZALI, M. Small farmers decisions: utility versus profit maximization. **Pertanika, Malaysia**, 5(2):141-153, 1982.

20. GITMAN, L.J. **Princípios de Administração Financeira.** 3 ed. São Paulo, HABRA, 1984. 781 p.
21. GOMES, S.T. **Condicionantes da modernização do pequeno agricultor.** São Paulo, IPE/USP, 1986. 181 p. (Ensaio Econômico, 60).
22. GOODE, W.J. & HATT, P.K. **Métodos em Pesquisa Social.** São Paulo, Nacional, 1973. 488 p.
23. GRAZIANO NETO, F. **Questão Agrária e Ecologia: crítica da moderna agricultura.** São Paulo, Brasiliense, 1986. 156 p.
24. HAYAMI, Y. & RUTTAN, V. **Desenvolvimento Agrícola: teorias e experiências internacionais.** Brasília, EMBRAPA, 1988. 582 p.
25. HAZELL, P.B.R. A linear alternative to gradient and semivariance programming for farm planning under uncertainty. **American Journal of Agricultural Economics**, Lexington, 53(1):53-62, 1971.
26. HEADY, E.O. **Economics of Agricultural Production and Resource Use.** Englewood Cliffs, PRENTICEHALL, INC., 1952. 850 p.

27. HIEBERT, L.D. Risk, learning and the adaption of fertilizer responsive seed varieties. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 56(4):764-8, 1974.
28. HOFFMAN, R.; ENGLER, J.J. de C.; SERRANO, O.; THAME, A.C. de M. & NEVES, E.M. *Administração da Empresa Agrícola*. São Paulo, Pioneira, 1976. 323 p.
29. INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL-IPEA. *Desenvolvimento Agrícola do Nordeste*, por GEORGE, F.P. Rio de Janeiro, 1972. 320 p. (Relatório de Pesquisas, 11).
30. JOLLY, R.W. Risk management in agricultural production. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 65(5):1107-1113, 1983.
31. JOHNSON, A.W. *Security and risk-taking among peasants: A Brazilian Case*. *Studies in Economic Anthropology*. A57 (1971):143-50.
32. KARMEL, P.H. & POLASEK, M. *Estatística Geral e Aplicada*. São Paulo, ATLAS, 1981, 589 p.
33. KRISNA, R. Política de preços agrícolas e desenvolvimento econômico. In: ARAÚJO, P.F.C. & SCHUH, E. *Desenvolvimento da Agricultura*. São Paulo, Pioneira, 1975. 3 v. (Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais).

34. LEITE, P.S. **Desenvolvimento harmônico do espaço rural.** Fortaleza, BNB, 1983. 240 p. (Estudos Econômicos e Sociais, v. 19).
35. LIMA, J.E. **Relações Econômicas em uma fase de crescimentos de novilhas com três graus de sangue.** Viçosa, UFV, 1971. 62 p. (Tese MS).
36. LOPES, I.G.V. **As produtividades da terra e da mão-de-obra dos pequenos agricultores numa região de São Paulo: dimensões e fatores explicativos.** Viçosa, UFV, 1974. 90 p. (Tese MS).
37. MELNICK, J. **Manual de Projetos de Desenvolvimento Econômico.** Rio de Janeiro, Forum Editora, 1972. 293 p.
38. MOUTINHO, D.A.; SANDERS JR., J.H. & WEBER, M.T. Tomada de decisão sob condições de risco em relação à nova tecnologia para a produção de feijão de corda. **Revista de Economia Rural**, Brasília, 16(4):41-58, 1978.
39. NICHOLLS, W.H. PAIVA e o dualismo tecnológico na agricultura. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, 3(1):15-50, 1971.
40. PAIVA, R.M. Modernização e dualismo tecnológico na agricultura. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, 1(2):171-234, dez. 1971.

41. PAIVA, R.M.; SCHATTAN, S. & FREITAS, C.F.T. **Setor Agrícola do Brasil: comportamento econômico, problemas e possibilidades.** 2 ed. Rio de Janeiro, Forense-Universitária, 1976. 442 p.
42. PASTORE, J. **Decisão sob condições de incerteza na agricultura.** *Revista de Economia Rural*, São Paulo, 13(tomo 1):65-84, 1975.
43. PATRICK, G.F. **Fontes de crescimento na agricultura brasileira: o setor de culturas.** In: CONTADOR, C.R. **Tecnologia e Desenvolvimento Agrícola.** Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1975. 308 p. (Monografia, 17).
44. SCHUH, G.E. **Modernização e dualismo tecnológico na agricultura: alguns centenários.** *Pesquisas e Planejamento Econômico.* Rio de Janeiro, 3(1):51-94, mar. 1973.
45. SCHULTZ, T.W. **A Transformação da Agricultura Tradicional.** Rio de Janeiro, Zahar, 1965. 206 p.
46. SILVA, P.R. **Eficiência Técnica vs Eficiência Econômica.** Fortaleza, UFCe, 1978. (Série Didática, 8) (Mimeografado). 27 p.
47. SORJ, B. **Estado e Classes Sociais na Agricultura Brasileira.** Rio de Janeiro, Zahar, 1980. 152 p.

48. SOUZA FILHO, A.A. **Atitudes de empresários rurais em relação a recursos administrativos e suas associações com índices das empresas rurais.** Lavras, ESAL, 1979. 112 p. (Tese MS).
49. SOUZA, R.; VIEIRA, G.; GUIMARÃES, J.M.P.; & ANDRADE, J.G. de. **A Administração da Fazenda,** 3 ed. Rio de Janeiro, Globo, 1988. 211 p. (Coleção do Agricultor. Economia).
50. THOMPSON, R.L. **Economia da Produção I.** Viçosa, UFV, 1973. 222 p. (Mimeografado).
51. TURVEY, C.G. & DRIVER, H.C. **Systematic and Nonsystematic Risks in Agriculture.** *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Ontario, 35(2):387-401, 1987.
52. ULVELING, E.F. & FLETCHER, L.B. **A COBB-DOUGLAS production function with variable returns to scale.** *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 2(2):324-6, 1970.
53. VIANA, M.O.L. **A unidade de produção agropecuária: sertões semi-áridos do Nordeste.** Fortaleza, BNB/ETENE, 1986. v. 2. (Estudos Econômicos e Sociais, 33).
54. WIENS, T.B. **Peasant risk aversion and allocative behaviour.** *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 58(4):629-635, 1976.

Apêndice - 1



FIGURA 1. Mapa do Estado do Piauí, com destaque para as Micro-Regiões e Municípios estudados.

Apêndice - 2. Determinação do tamanho da amostra

O tamanho da amostra foi determinado, segundo KARMEL & POLASEK (32), com o emprego da fórmula:

$$N^* = \frac{1,96^2 \cdot S^2}{d^2} \cdot \left(1 - \frac{N}{P}\right)$$

onde: N = tamanho da amostra, o qual foi condicionado a um número mínimo de unidades de produção familiar, equivalente a 10% da população existente, em cada município abrangido pela pesquisa;

1,96 = valor tabelado da distribuição de STUDENT, para um nível de segurança de 95%;

S = desvio padrão amostral da área das propriedades com até 100 hectares, calculado a partir de uma amostra piloto;

d = erro de amostragem, considerado 6 hectares, a partir de pequenas amostras pilotos, em cada um dos municípios, e corresponde ao desvio máximo que a área média da amostra pode ter da área média da população, dentro do limite de segurança estabelecido - no caso, 95%;

P = número de proprietários rurais, de até 100 hectares de terra, que foi a área limite estabelecida para a categoria de unidade de produção absorvida pela pesquisa;

n = tamanho da amostra sem aplicação do fator de correção de população finita;

$\left(1 - \frac{N}{P}\right)$ = fator de correção de população finita (FCPF).

Os dados relativos às propriedades rurais de até 100 hectares, foram extraídos de documentos do Sistema Nacional de Cadastro - INCRA/MA, de 1989, de cada um dos municípios selecionados para a coleta de dados.

Finalmente, foi extraído uma amostra piloto, em cada um dos municípios, envolvendo 20% das propriedades de até 100 hectares, selecionadas através de uma tabela de números aleatórios, com a finalidade de se estimar o desvio padrão da área dessa classe de imóveis rurais. Da mesma forma, foram extraídas pequenas amostras pilotos, com repetição e envolvendo 10% do total de propriedades dessa classe de área, para se estimar o erro de amostragem, obtendo-se 6,23 e 5,86 hectares, para Buriti dos Lopes e Valença, respectivamente, os quais foram arredondados para seis hectares.

Com os dados básicos e a aplicação da fórmula sugerida, obteve-se os seguintes resultados:

Município	P	S	d	n	N
Buriti dos Lopes	753	24,63 ha	6,23 6 ha	65	59
Valença	685	25,44 ha	5,86 6 ha	69	62

Como o tamanho da amostra (N), em cada município, resultou em um número inferior a 10% da população de proprietários de até 100 hectares, foi adotado este percentual como base para determinação do tamanho da amostra, ficando o município de Buriti dos Lopes com 75 e o de Valença com 68 produtores rurais a serem entrevistados.

Apêndice 3 - Série histórica de dados e mensuração de renda bruta/ha, variabilidade e risco do "portfólio" agrícola, dos municípios abrangidos pela pesquisa. Período 1972-1986.
(Buriti dos Lopes)

A N O	ARROZ Cr\$/ha	MILHO Cr\$/ha	FEIJÃO Cr\$/ha	MANDIOCA Cr\$/ha	ALGODÃO Cr\$/ha	CAJÓ Cr\$/ha	BOVINO Cr\$/ha	CAPRI-OVI NO. Cr\$/ha	PORTFÓLIO (média)
1972	1.575,42	943,93	1.048,51	204,21	812,89	-	83,27	20,68	669,84
1973	1.332,50	1.073,86	974,69	581,13	172,90	-	146,02	9,08	612,88
1974	1.254,29	696,76	1.879,76	684,54	1.112,38	-	132,88	30,28	827,29
1975	3.737,14	565,49	1.870,46	1.649,34	2.474,00	-	81,76	14,10	1.484,61
1976	2.628,16	307,58	1.104,07	2.035,07	1.423,57	1.318,20	61,10	15,5	1.111,65
1977	1.097,50	345,85	197,06	1.970,64	-	1.724,31	64,44	16,47	773,75
1978	976,84	555,43	732,70	1.389,56	-	2.258,03	70,64	18,42	857,37
1979	2.006,94	197,04	497,59	816,56	-	1.665,76	94,50	22,93	757,33
1980	2.002,75	160,62	614,58	216,77	-	2.084,33	110,24	20,28	744,22
1981	2.536,25	134,73	683,74	570,45	-	2.636,54	78,47	20,72	951,56
1982	2.187,68	209,81	216,25	1.456,79	-	728,40	80,47	21,18	700,08
1983	6.740,62	188,07	317,64	527,60	-	395,63	73,61	28,50	1.181,67
1984	1.341,18	197,88	278,33	790,31	-	446,70	59,82	20,27	447,78
1985	3.387,85	288,53	769,32	523,88	-	1.138,30	56,36	25,62	955,69
1986	1.716,41	334,96	664,09	939,85	-	1.566,42	55,46	26,53	757,67
MÉDIA	2.301,44	413,37	413,37	789,95	1.199,15	1.496,60	83,27	20,68	855,56
DESVIO-PADRÃO	1.471,87	293,48	525,62	597,93	849,34	725,70	27,30	5,66	254,93
COEF. VARIACÃO	0,6395	0,7100	0,6654	0,6247	0,7083	0,4849	0,3278	0,2737	0,2980
COEF. CORRELAÇÃO	0,6834	-0,1228	0,4675	0,3448	0,9666	0,1082	-0,1995	-0,0140	1,0000
RISCO SISTEMÁT.	0,4371	-0,0872	0,3111	0,2154	0,6846	0,0525	-0,0654	-0,0038	0,2980
RISCO N SISTEM.	0,2024	0,7972	0,3543	0,4093	0,0237	0,4324	0,3932	0,2775	0,0000

Apêndice 4 - Série histórica de dados e mensuração de renda bruta/ha, variabilidade e risco do "portfólio" agrícola, dos municípios abrangidos pela pesquisa. Período 1972-1986.

(Valência do Piauí)

A N O	ARROZ Cr\$/ha	MILHO Cr\$/ha	FEIJÃO Cr\$/ha	MANDIOCA Cr\$/ha	ALGODÃO Cr\$/tr	CAJÓ Cr\$/ha	BOVINO Cr\$/ha	CAPRI-OVI NO. Cr\$/hã	PORTFÓLIO (média)
1972	1.016,11	587,57	1.055,56	996,19	1.237,28	541,93	80,03	10,39	690,51
1973	1.103,13	464,51	1.304,91	960,28	1.075,25	1.639,44	182,23	7,07	842,10
1974	1.568,74	855,67	681,01	1.288,44	1.042,17	1.711,35	119,84	10,44	909,71
1975	1.767,15	706,86	589,05	2.261,95	1.057,27	1.884,96	83,78	9,52	1.045,07
1976	1.127,79	384,23	642,83	2.324,83	530,94	1.171,73	71,72	8,87	782,87
1977	985,32	591,19	627,57	1.576,51	520,81	788,26	63,18	3,33	644,52
1978	778,21	361,97	317,88	1.110,47	476,42	560,30	71,17	8,97	460,67
1979	1.156,87	715,17	840,25	2.665,21	538,43	444,20	95,33	11,85	808,41
1980	509,66	413,94	937,95	1.667,47	590,56	416,87	75,55	11,64	577,96
1981	267,00	148,34	641,29	2.597,58	575,70	814,93	84,57	12,18	642,70
1982	367,87	532,38	326,32	1.631,61	405,25	524,45	79,94	12,33	485,02
1983	0,00	131,05	281,34	923,14	0,00	22,86	36,77	9,18	175,54
1984	884,40	52,16	247,55	0,00	1.963,50	147,26	33,84	8,53	417,16
1985	1.471,23	598,62	377,95	3.055,96	873,13	218,28	57,60	14,14	833,36
1986	949,77	250,31	203,63	1.644,74	0,00	313,28	64,87	17,37	430,50
MÉDIA	930,22	452,86	605,01	1.646,96	725,78	746,67	80,03	10,39	649,74
DESVIO-PADRÃO	489,56	234,93	324,44	815,78	501,55	590,82	35,34	3,21	229,02
COEF. VARIACÃO	0,5263	0,5188	0,5363	0,4953	0,6910	0,7913	0,4416	0,3090	0,3225
COEF. CORRELAÇÃO	0,8273	0,7575	0,5457	0,5065	0,3731	0,7645	0,5766	-0,0867	1,0000
RISCO SISTEMÁT.	0,4354	0,3930	0,2926	0,2509	0,2578	0,6049	0,2546	-0,0268	0,3225
RISCO N' SISTEMÁT.	0,0909	0,1258	0,2437	0,2444	0,4332	0,1864	0,1870	0,3358	0,0000

Apêndice 5 - Tendência do uso de indicadores técnicos na exploração agropecuária do Estado do Piauí.

Considerando-se as tradicionais condições econômicas e financeiras dos pequenos produtores do Estado do Piauí e o grau de dificuldades com que eles incorporam as novas tecnologias, pressupõe-se uma ordem de adoção dos indicadores técnicos abaixo relacionados, de acordo com a seguinte orientação:

- nº 1 para os indicadores de fácil adoção, isto é, que exige menos recursos no processo de difusão e adoção;
- nº 2 para aqueles, cujo grau de dificuldade já exige um maior empenho dos difusores de tecnologia e maiores sacrifícios por parte dos pequenos produtores - uma situação intermediária entre a opção nº 1 e a nº 3;
- nº 3 para os indicadores de difícil adoção, que exige maior aporte de recursos, por parte dos produtores, além de oferecer um maior risco financeiro para a exploração agrícola.

Indicadores Técnicos	Ordem de adoção (escore)			
	1	2	3	nº pontos
Adubo químico	1	3	12	43
Calcário	0	7	9	41
Cultivo moto-mecanizado	2	5	9	39
Ração concentrada (balanceada)	0	7	9	41
Adubo orgânico (esterco de gado)	9	6	1	24
Cultivo à tração animal	8	6	2	26
Pastagem cultivada (corte e pastoreio)	0	12	4	36
Sementes melhoradas	7	5	4	29
Defensivos agrícolas	3	8	5	34
Sal mineral, vacinas e medicamentos	2	12	2	32

Informante: Nome: _____

Profissão: _____

Função: Pesquisador (); Economista (); Vendedor ();
Produtor rural (); Professor ().

Data: ____/____/ 1990

Apêndice 6 - Indicadores para discriminação da capacidade gerencial dos pequenos produtores rurais

Considerando-se os procedimentos adotados pelos pequenos produtores rurais, abaixo discriminados, os quais podem ser identificados quando da decisão sobre os empreendimentos agrícolas, assinalar uma das opções na escala de 0 a 5, de acordo com sua percepção da importância de cada um, para discriminar a capacidade gerencial do tomador de decisão.

Procedimentos	0	1	2	3	4	5	Escore Total
1. Considerar quanto vai gastar na lavoura no atual ano agrícola				1	3	1	12
2. Saber quanto vai produzir de cada produto agrícola / pecuário					4	1	16
3. Determinar o tamanho do empreendimento com base na disponibilidade de recursos					1	4	20
4. Efetuar algum tipo de controle de gastos com a lavoura				2	1	2	10
5. Efetuar algum tipo de controle de receitas da atividade agrícolas				2	2	1	8
6. Diversificar a produção para melhor aproveitamento da área disponível				2	2	1	8
7. Diversificar a produção para garantir a subsistência da família			1	2	1	1	6
8. Aplicar recursos financeiros na atividade agrícola, por questões de segurança de preço, rendimento e/ou mercado				2	1	2	10
9. Aplicar recursos financeiros na atividade agrícola, por questões de rentabilidade esperada				1	1	3	15

Nota explicativa:

A opção "zero" indica uma discordância total da importância do procedimento para discriminar a capacidade gerencial dos pequenos produtores; a opção "5" indica a concordância absoluta da importância do procedimento; e, as opções de "1 a 4" indicam as variações entre esses dois limites, no sentido crescente.

Data: ___/___/1990

Mestrando: Alexandre A. de Souza

Juiz: _____

Apêndice - 7 Convenções e transformações das variáveis.

Convenções

Y = PMO = Produtividade da mão-de-obra agrícola

X₁ = Tamanho da exploração agrícola

X₂ = Estágio de tecnologia

X₃ = Tamanho da exploração pecuária

X₄ = Capital fixo

X₅ = Ocupação da mão-de-obra agrícola

X₆ = Recursos administrativos

X₇ = Risco sistemático

X₈ = Risco diversificável

Transformações

Z₁ = ln(X₁)

Z₂ = X₇.ln(X₁)

Z₃ = X₈.ln(X₁)

Z₄ = ln(X₂)

Z₅ = X₇.ln(X₂)

Z₆ = X₈.ln(X₂)

Z₇ = ln(X₃)

Z₈ = X₇.ln(X₃)

Z₉ = X₈.ln(X₃)

Z₁₀ = ln(X₄)

Z₁₁ = X₇.ln(X₄)

Z₁₂ = X₈.ln(X₄)

Z₁₃ = ln(X₅)

Z₁₄ = ln(X₆)

Z₁₅ = ln(X₇)

Z₁₆ = ln(X₈)

Y = ln(Y)

Apêndice - 8 Valores calculados para as variáveis do modelo do grupo A, do município de Valença (Micro-região de Valença do Piauí).

obs	x1	x2	x4	x5	x6	x7	x8	y
1	0.5000	0.0137	0.4500	0.1800	31	0.3820	0.1454	0.7400
2	1.6000	0.0681	0.1600	0.3200	7	0.3417	0.1881	0.6100
3	3.3300	0.0390	2.0700	0.5200	42	0.3736	0.1672	1.3300
4	1.3300	0.0889	0.4500	0.5300	40	0.4068	0.1262	0.5400
5	0.5700	0.0763	0.4200	0.2900	40	0.4048	0.1583	0.1800
6	1.0100	0.0836	1.0400	0.2500	34	0.3796	0.1645	0.3600
7	0.7300	0.0100	0.3800	0.2100	25	0.3448	0.1824	0.3100
8	3.0000	0.0100	0.4900	0.2300	31	0.3850	0.1419	0.7600
9	1.0100	0.0100	0.7100	0.2100	7	0.4180	0.1052	0.4600
10	1.0900	0.0100	1.0400	0.2700	24	0.3726	0.1581	0.3300
11	2.0000	0.0100	0.8400	0.4200	40	0.4159	0.1070	0.9500
12	1.4500	0.0100	0.1400	0.0600	2	0.4354	0.0909	0.4000
13	1.6700	0.0100	0.5600	0.3100	7	0.4354	0.0909	1.7100
14	1.0800	0.0681	0.0200	0.3000	31	0.3836	0.1452	0.5300
15	1.4100	0.0456	1.1400	0.4200	22	0.4269	0.1003	0.7400
16	0.3300	0.0100	0.0300	0.1400	13	0.3977	0.1286	0.3500
17	0.7400	0.0100	0.2500	0.2800	24	0.3804	0.1404	1.6200
18	1.2900	0.0638	0.0600	0.2900	40	0.3521	0.1800	1.0600
19	1.2600	0.0100	1.0600	0.2400	13	0.2826	0.2439	0.2900
20	0.7500	0.0611	0.2300	0.1500	6	0.3057	0.2377	0.1300
21	1.0100	0.0672	0.2000	0.2500	13	0.3376	0.1723	0.5800
22	3.4300	0.0100	0.2400	0.2300	7	0.3639	0.1598	3.3500
23	1.4300	0.1648	0.2200	0.2600	22	0.3599	0.1883	0.8700
24	2.0000	0.0714	0.7300	0.2900	34	0.3511	0.1811	0.5500

Apêndice 9 - Resultado final da regressão (última interação),
com base no modelo do grupo - B, município de Valença (Micro-região de Valença do Piauí).

Iteração número : 2
Variável a entrar : z16
Coef. Determinação : 0.4511
Coef. Determinação Ajust.: 0.3989

Quadro de análise de variancia

Fonte de variação	gl	Soma de quadrados	Quadrado medio	Valor F	PR > F
Modelo	2	5.60461013	2.80230507	8.6306	0.0018
Resíduo	21	6.81859046	0.32469478		
Totais	23	12.42320059			

Variáveis pertencentes a equação

Variável	Estimativa	Desvio Padrao	F para sair	PR > F
Coef. Linear	-2.37802903	0.8490		
z3	4.99944030	1.3560	13.5925	0.0014
z16	-0.90215089	0.4408	4.1890	0.0534

Variáveis fora da equação

Variável	Estimativa	Desvio Padrao	F para entrar	PR > F
z1	-1.67665762	1.2881	1.6943	0.2078
z2	-3.10584720	2.5460	1.4882	0.2367
z4	-0.07932388	0.1287	0.3797	0.5447
z5	-0.23373830	0.3676	0.4044	0.5320
z6	-0.22045391	0.7544	0.0854	0.7731
z10	-0.12656908	0.1092	1.3429	0.2602
z11	-0.30305400	0.2892	1.0982	0.3072
z12	-0.92574581	0.7070	1.7143	0.2053
z13	0.27642988	0.2853	0.9390	0.3441
z14	0.10629247	0.1507	0.4975	0.4888
z15	0.15506586	3.1695	0.0024	0.9615

Apêndice 10 - Valores calculados para as variáveis do delo do grupo B, do município de Valença (Micro-região de Valença do Piauí).

obs	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	y
1	1.2500	0.0743	0.0500	0.5200	0.4200	40	0.3558	0.1686	0.3700
2	1.0900	0.0100	0.2600	0.6700	0.3300	28	0.2181	0.2150	0.6000
3	1.0100	0.0652	0.7600	3.0700	0.1900	6	0.0562	0.3119	1.0400
4	1.6000	0.0100	1.3600	0.9600	0.3100	18	0.1122	0.3029	0.2000
5	1.4300	0.0929	0.1000	0.9800	0.4500	59	0.3084	0.2090	0.4400
6	2.6000	0.0745	0.2500	0.3300	0.4600	25	0.3314	0.1880	0.8200
7	0.7000	0.0377	0.0600	0.1900	0.2200	40	0.3392	0.1736	0.2700
8	1.7100	0.0345	0.3900	0.7200	0.5200	31	0.3873	0.1294	2.8800
9	2.0000	0.0836	0.1400	1.1800	0.6500	13	0.3540	0.1637	3.2700
10	1.1400	0.0468	0.1900	0.2300	0.4000	31	0.3958	0.1380	1.3900
11	1.6900	0.0270	0.1400	0.2600	0.2100	33	0.3608	0.1626	0.7700
12	0.8600	0.0681	0.2700	0.0500	0.3000	31	0.3916	0.1301	0.5300
13	2.2900	0.0100	0.6400	0.1500	0.6500	13	0.3324	0.1763	2.1800
14	1.0100	0.0745	0.8500	0.1000	0.3900	24	0.3523	0.1736	0.7900
15	3.2500	0.0696	0.4900	0.4100	0.3800	34	0.3681	0.1486	0.5200
16	1.0100	0.0617	0.3500	0.3200	0.2800	42	0.3746	0.1495	0.7900
17	4.4000	0.1085	1.3600	0.5600	0.8600	34	0.3435	0.1778	3.8400
18	1.1400	0.0584	0.4000	0.5800	0.6100	31	0.3590	0.1621	0.9800
19	2.1700	0.2723	2.0800	0.7000	0.4100	24	0.3990	0.1161	0.6000
20	1.3800	0.0100	1.5100	1.5100	0.4500	50	0.2632	0.2018	0.4000
21	8.7300	0.0336	3.7000	4.2800	0.6700	50	0.3518	0.1565	4.8700
22	5.1300	0.2755	6.2300	0.7900	0.5900	31	0.3130	0.1805	2.5500
23	0.8600	0.0423	1.5000	0.2500	0.2100	40	0.3133	0.1809	0.7900
24	1.6700	0.0100	1.5200	0.2800	0.2500	34	0.3703	0.1287	1.3100
25	2.6000	0.0100	1.8000	0.9200	0.2200	31	0.2317	0.2291	0.7100
26	1.2500	0.1205	1.7600	3.7800	0.1700	48	0.3789	0.1353	1.1300
27	2.0500	0.0681	4.0000	0.1900	0.2600	25	0.3035	0.1776	1.6000
28	1.2000	0.1595	1.4000	1.3200	0.5000	33	0.3085	0.1793	0.7500
29	0.4200	0.0836	1.1100	0.6900	0.3300	40	0.3216	0.1800	0.9600
30	1.2600	0.0621	0.9200	1.3100	0.4100	24	0.3539	0.1608	1.4000
31	0.7300	0.0487	0.7200	0.2000	0.3300	6	0.3950	0.1202	0.6200
32	1.6000	0.0924	0.9500	0.5500	0.4300	18	0.3473	0.1580	1.2100
33	1.9700	0.1875	0.7000	0.7400	0.3700	40	0.3732	0.1383	1.5200
34	1.5200	0.2607	1.4400	0.9300	0.4800	22	0.3418	0.1646	2.2100
35	0.7500	0.0445	2.3600	0.7000	0.3400	24	0.3501	0.1474	1.1600
36	1.4200	0.2580	1.7000	1.0100	0.5500	22	0.3274	0.1683	1.6200
37	1.4100	0.1529	0.2300	0.8400	0.3700	33	0.3566	0.1786	0.7800
38	0.7500	0.0584	0.9900	0.1400	0.2800	18	0.3307	0.1459	0.2900
39	1.0100	0.0770	0.9700	0.8800	0.3000	33	0.3213	0.1590	0.9600
40	1.0300	0.0894	1.9600	3.9300	0.3700	34	0.2627	0.2093	0.8600
41	1.0300	0.0342	1.8500	1.5500	0.2900	25	0.3384	0.1560	1.6700
42	2.8600	0.0279	0.6800	0.9400	0.3700	18	0.3329	0.1935	1.8800
43	1.0100	0.3423	1.1800	1.4700	0.3200	40	0.2418	0.2310	0.6900
44	1.4300	0.1352	1.7000	2.2200	0.3600	35	0.3992	0.1213	1.8600

Apêndice 11 - Resultado final da regressão (última interação), com base no modelo do grupo B , município de Valença (Micro-região de Valença do Piauí).

Iteracao numero : 7
 Variavel a entrar : z16
 Coef. Determinacao : 0.6321
 Coef. Determinacao Ajust.: 0.5606

Quadro de analise de variancia

Fonte de variacao	gl	Soma de quadrados	Quadrado medio	Valor F	PR > F
Modelo	7	13.66492791	1.95213256	8.8376	0.0000
Residuo	36	7.95199443	0.22088873		
Total	43	21.61692234			

Variaveis pertencentes a equacao

Variavel	Estimativa	Desvio Padrao	F para sair	PR > F
Coef. Linear	4.02327609	1.5667		
z2	1.59950130	0.3927	16.5885	0.0002
z5	-1.53073543	0.4374	12.2486	0.0013
z6	2.43371048	0.6516	13.9511	0.0006
z8	0.51146075	0.2163	5.5900	0.0236
z12	1.18165985	0.5236	5.0929	0.0302
z14	-0.40139325	0.1581	6.4431	0.0156
z16	1.65062690	0.7906	4.3586	0.0440

Variaveis fora da equacao

Variavel	Estimativa	Desvio Padrao	F para entrar	PR > F
z1	-0.16077898	1.4155	0.0129	0.9102
z3	-0.46794197	3.5540	0.0173	0.8960
z4	0.44989208	0.9664	0.2167	0.6444
z7	0.08357763	0.5905	0.0200	0.8882
z9	0.93520315	1.5844	0.3484	0.5588
z10	0.58076719	0.3864	2.2587	0.1418
z11	0.79243606	0.648	1.4921	0.2301
z13	0.35738387	0.2393	2.2310	0.1442
z15	0.06052850	0.6016	0.0101	0.9204

Apêndice 12 - Valores calculados para as variáveis do modelo do grupo A, do município de Buriti dos Lopes (Micro-região do Baixo Parnaíba Piauiense).

obs	x1	x2	x4	x5	x6	x7	x8	y
1	0.5700	0.0100	0.2000	0.3700	51	0.2803	0.3858	0.3800
2	0.5000	0.0100	0.2400	0.4100	25	0.2314	0.4429	0.3400
3	1.2300	0.0100	0.4100	0.4600	7	0.2226	0.4244	2.7900
4	0.5700	0.0100	3.9600	0.2900	7	0.2167	0.4300	1.1700
5	0.7700	0.2035	7.9100	0.3400	42	0.3899	0.2513	0.7800
6	0.7300	0.0443	0.9400	0.5900	34	0.2512	0.4183	0.4400
7	1.0100	0.0957	21.1700	0.9600	24	0.4371	0.2024	0.9800
8	0.9200	0.3115	5.4800	0.6400	40	0.1786	0.4913	0.5300
9	0.5700	0.0443	4.7300	0.6200	25	0.2226	0.4244	1.2900
10	0.7300	0.0100	0.2600	0.2900	7	0.2183	0.4333	1.2600
11	1.2000	0.0100	3.2900	0.7100	14	0.2242	0.4278	3.0400
12	0.7300	0.1433	0.2400	0.4400	14	0.2226	0.4244	1.5400
13	0.3600	0.0100	0.1800	0.2200	32	0.2270	0.4172	0.6900
14	0.4500	0.0157	0.2400	0.2400	25	0.4371	0.2024	0.5200
15	0.6700	0.0100	2.6000	0.4600	40	0.2415	0.4145	0.9000
16	1.5000	0.1312	10.3300	0.5000	34	0.4371	0.2024	1.3800
17	0.3900	0.0157	0.0300	0.2900	45	0.1697	0.5058	0.2100
18	0.3600	0.1800	0.1700	0.2200	25	0.4371	0.2024	0.3800
19	1.4400	0.0933	2.6100	0.9700	41	0.2919	0.3536	0.7600
20	1.3300	0.0486	7.4400	0.4900	34	0.4371	0.2024	1.2200
21	1.6700	0.0100	0.4200	0.5900	18	0.2225	0.4266	1.4100
22	1.5600	0.0861	0.4500	0.6900	41	0.3326	0.3076	1.9000
23	0.3300	0.0100	0.1600	0.1100	25	0.2275	0.4473	0.3500
24	1.0100	0.0100	3.1600	0.3700	40	0.2177	0.4294	1.9400
25	1.5000	0.0921	4.4800	0.5400	22	0.4371	0.2024	1.3800

Apêndice 13 - Resultado final da regressão (última interação), com base no modelo do grupo A , município de Buriti dos Lopes (Micro-região do Baixo Parnaíba Piauiense).

Iteracao numero : 2
 Variavel a entrar : z14
 Coef. Determinacao : 0.6888
 Coef. Determinacao Ajust.: 0.6605

Quadro de analise de variancia

Fonte de variacao	gl	Soma de quadrados	Quadrado medio	Valor F	PR > F
Modelo	2	8.14648616	4.07324308	24.3452	0.0000
Residuo	22	3.68086645	0.16731211		
Total	24	11.82735261			

Variaveis pertencentes a equacao

Variavel	Estimativa	Desvio Padrao	F para sair	PR > F
Coef. Linear				
z1	1.77565021	0.4647		
z14	-0.51889429	0.1423	33.1896	0.0000
			13.2902	0.0014

Variaveis fora da equacao

Variavel	Estimativa	Desvio Padrao	F para entrar	PR > F
z2	-0.15342061	1.5582	0.0097	0.9225
z3	0.49330541	1.4036	0.1235	0.7287
z4	-0.05015931	0.0762	0.4332	0.5176
z5	-0.08510827	0.2781	0.0937	0.7626
z6	-0.06538886	0.1394	0.2200	0.6438
z10	0.06794994	0.0589	1.3329	0.2613
z11	0.11290983	0.1893	0.3557	0.5573
z12	0.22695863	0.1481	2.3482	0.1404
z13	-0.08978954	0.2712	0.1096	0.7439
z15	-0.04935136	0.2879	0.0294	0.8656
z16	0.04387017	0.2668	0.0270	0.8710

Apêndice 14 - Valores calculados para as variáveis do modelo do grupo B , do município de Buriti dos Lopes (Micro-região Baixo Parnaíba Piauiense).

obs	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	y
1	2.0000	0.4120	0.3000	26.5400	0.9400	27	0.4283	0.2039	1.6700
2	1.0700	0.1946	0.4400	3.8800	0.3200	7	0.2701	0.3223	1.2600
3	0.4700	0.1817	0.1400	8.0200	0.5600	14	0.2305	0.3600	0.7900
4	1.4500	0.1493	0.3000	1.3200	0.9900	32	0.2145	0.4195	2.2800
5	0.2500	0.0786	0.3100	0.1200	0.7100	51	0.2015	0.4185	1.9300
6	0.8000	0.0100	0.1200	4.0300	0.6000	25	0.2213	0.4179	1.8000
7	0.2900	0.0100	0.2300	0.4600	0.1300	32	0.1748	0.4290	0.3000
8	1.0100	0.2767	0.1900	2.1200	0.5000	14	0.2213	0.4179	2.4300
9	1.0100	0.0100	1.2700	0.7300	0.5300	23	0.2128	0.3378	1.4200
10	0.8000	0.0100	0.5100	0.7200	0.5500	14	0.1760	0.4075	1.1600
11	1.1800	0.0214	0.5100	1.6600	0.6100	14	0.2168	0.4222	2.4000
12	0.8600	0.0214	0.4100	0.2900	0.5300	16	0.2496	0.3816	1.6200
13	0.1400	0.0233	1.1100	0.2500	0.1700	43	0.0741	0.4062	0.4200
14	1.1100	0.1214	20.5200	8.2200	0.4900	34	0.0020	0.3852	7.4100
15	0.7300	0.0283	17.4600	36.1600	0.9800	61	0.0054	0.4120	4.5900
16	1.0900	0.3014	2.3800	28.6800	0.9300	74	0.1176	0.3714	2.6900
17	1.2900	0.1158	6.6900	13.4900	0.5800	34	0.1024	0.4104	5.0300
18	1.4300	0.0567	3.0200	12.8300	0.1800	66	0.1787	0.4227	3.4900
19	0.7100	0.0333	3.3500	6.5800	0.5600	60	0.0818	0.4040	1.1000
20	1.1400	0.0483	3.4300	0.4000	0.3300	7	0.1420	0.4360	1.1100
21	0.3300	0.0100	2.2700	1.0100	0.4200	25	0.0912	0.4077	1.3000
22	1.1100	0.0298	8.0300	10.4200	0.4700	57	0.1024	0.4104	4.2700
23	0.6000	0.0100	8.3500	11.1400	0.8500	43	0.0886	0.4050	2.6100
24	0.7300	0.0300	3.8200	12.8100	0.3300	52	0.0100	0.3646	1.0500
25	0.5000	0.0214	3.1800	1.2800	0.9000	53	0.0998	0.4062	1.9700
26	0.8900	0.0100	2.9100	1.8500	0.3100	14	0.1619	0.4139	1.0900
27	1.0100	0.0100	4.4600	13.1700	0.6000	14	0.1701	0.4142	2.5300
28	0.7300	0.0100	4.2400	2.9300	0.2900	23	0.0050	0.3665	2.1300
29	1.0900	0.1883	8.0600	4.0400	0.6700	23	0.0030	0.3974	13.7200
30	1.4500	0.1085	10.8100	6.6100	0.9300	41	0.0486	0.3937	5.5800
31	0.6700	0.0100	8.0000	3.9300	0.3200	41	0.0631	0.4081	2.5900
32	1.8200	0.0814	0.9400	9.2700	0.5900	41	0.2930	0.3177	2.4200
33	0.6200	0.0100	2.5200	0.4700	0.3000	32	0.1849	0.4018	1.2300
34	1.0100	0.1331	15.5500	11.4700	0.5200	41	0.0021	0.3904	6.5300
35	1.0100	0.0100	4.5500	2.3000	0.7000	23	0.0002	0.4656	7.3500
36	0.7300	0.0100	3.3200	2.5100	0.4500	41	0.1597	0.3992	2.6100
37	1.1900	0.0431	5.2900	3.6700	0.6500	41	0.0852	0.3915	3.4500
38	1.3900	0.1130	5.6200	9.4000	0.8100	41	0.0005	0.3830	9.8400
39	1.1400	0.0100	9.1200	11.1600	0.6700	23	0.1111	0.4076	3.6300
40	1.0500	0.0581	10.8900	11.5700	0.6100	23	0.0265	0.3921	5.6600
41	1.7100	0.0671	8.3000	4.8100	0.8900	23	0.0953	0.3941	5.9300
42	1.3300	0.0364	8.5500	7.8000	0.6900	23	0.1001	0.3955	3.5900
43	2.5000	0.0457	6.2100	7.4700	0.5700	23	0.0925	0.4148	10.1000
44	3.7500	0.3178	1.0900	21.7300	0.5800	23	0.2697	0.3818	5.7200
45	1.4300	0.0583	4.8300	7.8400	0.5100	23	0.0783	0.3977	6.2000
46	1.7800	0.0958	5.3400	5.2600	0.9000	23	0.1256	0.3871	4.1700
47	1.6500	0.0614	11.4400	7.9200	0.9400	37	0.0146	0.3961	10.1000
48	2.4600	0.0274	29.6800	23.7800	0.5400	32	0.0160	0.3735	14.8900
49	2.0000	0.0379	5.7200	2.4200	0.7800	32	0.0514	0.3621	2.1300
50	1.4200	0.2871	15.5600	4.4000	0.7400	24	0.0058	0.3984	13.8800

Apêndice 15 - Resultado final da regressão (última interação), com base no modelo do grupo B , município de Buriti dos Lopes (Micro-região Baixo Parnaíba Piauiense).

Iteração numero : 3
 Variável a entrar : z4
 Coef. Determinação : 0.8299
 Coef. Determinação Ajust.: 0.8062

Quadro de análise de variancia

Fonte de variacao	gl	Soma de quadrados	Quadrado medio	Valor F	PR > F
Modelo	6	31.01194053	5.16865676	34.9742	0.0000
Residuo	43	6.35475153	0.14778492		
Total	49	37.36669206			

Variáveis pertencentes a equacao

Variavel	Estimativa	Desvio Padrao	F para sair	PR > F
Coef. Linear	3.05791297	0.5869		
z3	1.54854781	0.2984	26.9234	0.0000
z4	0.10701499	0.0593	3.2548	0.0782
z7	0.46947421	0.0668	49.3790	0.0000
z8	-1.93420180	0.5298	13.3270	0.0007
z13	0.34792550	0.1392	6.2485	0.0163
z16	2.00816463	0.5431	13.6723	0.0006

Variáveis fora da equacao

Variavel	Estimativa	Desvio Padrao	F para entrar	PR > F
z1	1.37161374	1.4755	0.8642	0.3579
z2	0.03395149	1.1621	0.0009	0.9768
z5	-0.34239093	0.3812	0.8066	0.3742
z6	-0.41063968	0.9345	0.1931	0.6626
z9	0.81279626	1.3607	0.3568	0.5535
z10	-0.00943230	0.0596	0.0251	0.8749
z11	0.16038601	0.2983	0.2891	0.5936
z12	-0.01787675	0.1490	0.0144	0.9051
z14	0.09334421	0.1200	0.6052	0.4410
z15	-0.06769566	0.0530	1.6301	0.2087

Apêndice 16.- Média, desvio-padrão, coeficiente de variação, valor máximo e valor mínimo das variáveis dos modelos dos grupos A e B, dos municípios de Buri dos Lopes e Valença, do Estado do Piauí.

		B. DOS LOPES		VALENÇA	
		MOD. A	MOD. B	MOD. A	MOD. B
Produtividade da mão-de-obra agrícola (Y = PMO)	Média	1,10	4,06	0,78	1,27
	Desvio-padrão	0,74	3,58	0,69	0,98
	Coef. variação	0,67	0,88	0,88	0,77
	Valor máximo	3,04	14,89	3,35	4,87
	Valor mínimo	0,21	0,30	0,13	0,21
Tamanho da exploração Agrícola (X ₁ = L)	Média	0,88	1,16	1,42	1,76
	Desvio-padrão	0,43	0,64	0,83	1,42
	Coef. variação	0,49	0,55	0,59	0,81
	Valor máximo	1,67	3,75	3,43	8,73
	Valor mínimo	0,33	0,14	0,33	0,42
Estágio de Tecnologia (X ₂ = T)	Média	0,0646	0,0810	0,0426	0,0901
	Desvio-padrão	0,0780	0,0957	0,0395	0,0811
	Coef. Variação	1,21	1,18	0,93	0,90
	Valor máximo	0,3115	0,4120	0,1648	0,3423
	Valor mínimo	0,0100	0,0100	0,0100	0,0100
Tamanho da exploração pecuária (X ₃ = C)	Média	-	5,63	-	1,21
	Desvio-padrão	-	5,97	-	1,17
	Coef. Variação	-	1,06	-	0,97
	Valor máximo	-	29,68	-	6,23
	Valor mínimo	-	0,12	-	0,05
Capital fixo (X ₄ = I)	Média	3,24	7,62	0,54	0,99
	Desvio-padrão	4,72	7,95	0,48	1,01
	Coef. Variação	1,45	1,04	0,89	1,02
	Valor máximo	21,17	36,26	2,07	4,28
	Valor mínimo	0,03	0,12	0,02	0,05
Ocupação da mão-de-obra agrícola (X ₅ = H)	Média	0,47	0,59	0,28	0,39
	Desvio-padrão	0,22	0,23	0,11	0,15
	Coef. Variação	0,46	0,38	0,39	0,37
	Valor máximo	0,97	0,99	0,53	0,86
	Valor mínimo	0,11	0,13	0,06	0,19
Recursos Administrativos (X ₆ = A)	Média	28	32	23	30
	Desvio-padrão	13	16	13	11
	Coef. Variação	0,44	0,48	0,57	0,37
	Valor máximo	51	74	42	59
	Valor mínimo	7	7	2	6
Risco Sistemático do "Portfólio" (X ₇ = R _s)	Média	0,2885	0,1216	0,3765	0,3265
	Desvio-padrão	0,0962	0,0958	0,0386	0,0689
	Coef. Variação	0,3300	0,7900	0,1000	0,2100
	Valor máximo	0,4371	0,4283	0,4354	0,3992
	Valor mínimo	0,1697	0,0002	0,2826	0,0562
Risco diversificável do "Portfólio" (X ₈ = R _d)	Média	0,3628	0,3925	0,1543	0,1727
	Desvio-padrão	0,1047	0,0381	0,0405	0,0407
	Coef. Variação	0,2900	0,1000	0,2600	0,2400
	Valor máximo	0,5058	0,4656	0,2439	0,3119
	Valor mínimo	0,2024	0,2039	0,0909	0,1213