

Agricultura em São Paulo



Ano XXVII – Tomo II

Governo do Estado de São Paulo
Secretaria da Agricultura e Abastecimento
Instituto de Economia Agrícola

1980

Avaliação econômica do uso de fertilizantes em áreas selecionadas na Região Centro-Sul.

Afonso Negri Neto
Natanael Miranda dos Anjos

1

Avaliação da classificação de arroz e de suas alterações para uso no mercado interno.

Arildo Lopes de Carvalho
Flavio Condé de Carvalho
Sylvia Regina Hellmeister
Marcelo Martins Pinto

53

Fatores associados ao uso de crédito na agricultura.

Paulo Fernando Cidade de Araujo

81

Pesquisa de um método objetivo para quantificar a exportação de mercadorias pelas vias internas.

Salomão Schattan

115

AGRICULTURA EM SÃO PAULO

Publicação Técnica do Instituto de Economia Agrícola

Corpo Técnico do IEA

Diretor Geral: Natanael Miranda dos Anjos

ASSISTÊNCIA TÉCNICA DE ACOMPANHAMENTO E CONTROLE

Antonio Ambrosio Amaro, Afonso Negri Neto, Constantino Carneiro Fraga, Fernando Sebastião Gomes Junior, Oscar José Thomazini Etori, Paul Frans Bemelmans, Paulo Edgard Nascimento de Toledo, Pêrsio de Carvalho Junqueira, Samira Aoun, Sebastião Nogueira Junior.

DIVISÃO DE COMERCIALIZAÇÃO

Diretor: Mauro de Souza Barros

Alfredo Tsunehiro, Ana Maria Futino, Antonio José Braga do Carmo, Célia Regina R.P.Tavares Ferreira, Clotilde Cantos, Domingos Desgualdo Netto, Eloisa Elena Bortoleto, Everton Ramos de Lins, Flavio Condé de Carvalho, Flávio Loureiro Paes Junior, José Luiz T. Marques Vieira, José Roberto da Silva, Lidia Hatue Ueno, Marina Brasil Rocha, Maria de Lourdes do Canto Arruda, Marisa Zerbetto, Marisilda Nabhan, Michael David Holzhacker, Nelson Giulietti, Nilce da Penha Migueles Panzutti, Paulo Augusto Wiesel, Paulo David Crisculoio, Roxana Maria Moraru Topel, Sylvia Regina Hellmeister, Vitória da Silva Pereira Biller, Waldemar Pires de Camargo Filho, Yuly Ivete Mizaki de Toledo.

DIVISÃO DE POLÍTICA E DESENVOLVIMENTO

Diretor: Nelson Batista Martin

Alceu de Arruda Veiga Filho, Ana Elisa Brito Garcia, Elcio Umberto Gatti, Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva, José Ricardo Cardoso de Mello Junqueira, José Sebastião de Lima, Luiz Carlos Assaf, Luiz Flávio Barbosa Cancegiero, Malimíria Norico Otani, Maria Auxiliadora de Carvalho, Maria Elisa Benetton Junqueira, Maria Tanajura Cruz Gimenes, Nelson Kazaki Toyama, Regina Junko Yoshii, Sergio Gomes Vassimon, Sonia Martins Giordano.

DIVISÃO DE ECONOMIA DA PRODUÇÃO

Diretor: Minoru Matsunaga

Arthur Antonio Ghilardi, Cesar Roberto Leite da Silva, Daniel Ribeiro Junior, Denyse Chabaribery, Eduardo Pires Castanho Filho, Fernando Villela, Hiroshige Okawa, Ikuyo Kiyuna, José Eduardo Rodrigues Veiga, José Roberto Viana de Camargo, Maristela Simões do Carmo, Nilda Tereza Cardoso de Mello, Richard Domingues Dullely, Roberto de Assumpção, Selma do Paço Bignarde, Silvia Toledo Arruda, Valquíria da Silva, Zuleima Atleoni de Souza Santos.

DIVISÃO DE LEVANTAMENTO E ANÁLISES ESTATÍSTICAS

Diretor: Fernando Antonio de Almeida Séver

Abel Ciró Minniti Igreja, Ana Maria Montragio Pires de Camargo, Denise Viani Caser, Elizabeth Alves, José Carlos Gomes dos Reis Filho, José Roberto Vicente, Julio Humberto Jimenez Ossio, Laura Olitta de Souza Barros, Luiz Henrique de Oliveira Piva, Manuel Joaquim Martins Falcão, Maria Angélica Ferraz de Toledo Machado, Maria Carlota Meloni, Maria de Fátima Packer, Maria de Lourdes Sumiko Sueyoshi, Maura Maria Demetrio Santiago, Milton Nogueira de Camargo, Rosa Maria Pescarin Pellegrini.

DIVISÃO DE APOIO À PESQUISA

Diretor: Francisco Alberto Pino

Antônio Augusto Botelho Junqueira, Antonio Roger Mazzei, Celuta Moreira Cesar Machado, Devancyr Aparecido Romão, Ismar Florêncio Pereira, Luiz Carlos Miranda, Maria de Lourdes Barros Camargo.

SERVIÇO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO

Diretor: Aguri Sawatani

Cleusa Batista Pastore, Fátima Maria Martins Saldanha Faria, Gabriella Menni Ferreri, Maria Luiza Alexandre Peão, Maria Rodrigues.

COMISSÃO EDITORIAL

Coordenador: Ismar Florêncio Pereira

Antônio Augusto Botelho Junqueira, Sebastião Nogueira Junior, José Ricardo Cardoso de Mello Junqueira, José Roberto Viana de Camargo, José Roberto Vicente, Yuly Ivete Mizaki de Toledo.

Bibliografia: Maria Luiza Alexandre Peão.

Instituto de Economia Agrícola (IEA)
Av. Miguel Estéfano, 3.900 - 04301, São Paulo, SP
Caixa Postal 8114 - 01000, São Paulo, SP
Telefone: (011) 276-9266

Impresso no Setor Gráfico da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), com sua colaboração técnica e financeira. SCS, Edifício Super Center Venâncio, 2.000, 7º andar - 70.333, Brasília - DF.



Governo do Estado de São Paulo
Secretaria de Agricultura e Abastecimento
Instituto de Economia Agrícola

Instituto de Economia Agrícola
Av. Miguel Estefano, 3.900 (CEP 04301)
Caixa Postal 8114 (CEP 01000)
São Paulo - SP - Brasil

AValiação Econômica do Uso de Fertilizantes em Áreas Seleccionadas na Região Centro-Sul (1)

Afonso Negri Neto (2)
Natanael Miranda dos Anjos

O objetivo desta pesquisa foi analisar as diferenças de produtividade das culturas de arroz, algodão, milho e trigo, na Região Centro-Sul do Brasil.

Ao se especificar as relações estruturais para a produtividade da cultura, consideraram-se as variáveis: gerência, fertilidade da terra, trabalho humano, dias-máquina, sementes, fertilizantes, crédito, defensivos e herbicidas.

Empregaram-se funções de produção tipo Cobb-Douglas, e os valores obtidos para os coeficientes de determinação foram inferiores a 0,50.

Procurou-se comparar as relações preços dos fatores/preço do produto com os respectivos intervalos de confiança dos produtos marginais, e verificar quantas propriedades apresentaram o uso ótimo dos fatores.

1 - INTRODUÇÃO

1.1 - O Problema e sua Importância

Inicialmente, a produção agrícola no Brasil apresentava aumentos através da expansão da área cultivada, com uma agricultura comercial voltada para uns poucos produtos de exportação, tais como café, açúcar, algodão e o cacau, enquanto que a produção de cereais, laticínios, carnes e hortigranjeiros se processava nos mercados locais, sob um sistema de produção na forma de agricultura de subsistência.

(1) Este trabalho integra pesquisas desenvolvidas no Projeto - "Avaliação Econômica do Uso de Fertilizantes em Áreas Seleccionadas na Região Centro-Sul", financiado pelo Convênio Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo e Financiadora de Estudos e Projetos (FINEP). Liberado para publicação em 08/06/1980.

(2) Participaram no projeto como equipe de apoio, Ana Maria Futino, Adalberto de Oliveira Rodrigues, Nelma Lúcia Heiffig Villela, Antonio José Braga do Carmo, Rosa Maria Pescarín Pellegrini e Célia Regina R. P. Tavares Ferreira.
Os autores agradecem a valiosa colaboração, principalmente na fase de levantamentos, de José Edielzon Barbosa, Gilberto de Andrade, Paulo Teixeira Mourão, Levi José da Silva, Waldir Gomes, Wildes Pereira da Silva, Manoel Barbosa Junior, Mauro Rodrigues de Oliveira, Carlos Alberto Bovo, Aguri Sawatani e Célia Branco dos Reis.

Dentro desta característica básica, o setor agrícola estava fortemente sujeito às oscilações dos mercados internacionais que provocavam, como conseqüência, violentas expansões e contrações. Também, as falhas de comercialização quanto ao reduzido poder aquisitivo da população nacional limitavam a demanda interna para os produtos de uma agricultura diversificada.

Estes acontecimentos, ao lado do crescimento demográfico e o aumento da renda per capita, fizeram com que a produção agrícola comercial se voltasse para o atendimento da crescente demanda interna.

Ao mesmo tempo que a participação brasileira no mercado internacional de produtos agrícolas tem-se mantido em quinto lugar (a partir de 1970), dados preliminares do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA) indicam ganho de participação do Brasil no total das exportações, colocando-se em 1976 imediatamente após os Estados Unidos e a França, com amplas perspectivas de se tornar o maior competidor americano. Dados mais recentes colocam o Brasil como segundo maior exportador de produtos agrícolas, no que se refere ao montante de divisas geradas.

Estudos recentes vêm sugerindo que à medida que maiores incentivos são dados às exportações de produtos (ou setores) que apresentam custos domésticos mais elevados e, provavelmente, menores vantagens comparativas, o País incorre em custos alocativos bastante altos, quando outros produtos (ou setores) poderiam ser alternativamente prioritários. A sugestão implícita é que seja dado um tratamento menos discriminatório à agricultura, onde as vantagens comparativas para o País são relativamente maiores, além de que foram as exportações agropecuárias as principais responsáveis pelo dinâmico desempenho das exportações brasileiras nos últimos anos (3).

A FAO prevê uma falta de alimentos em escala mundial em um futuro próximo, advertindo que há perigo real e imediato de fome, devido ao declínio da produção de cereais, à crescente demanda de carne e, também, ao fato de a produção de alimentos em vários países estar caindo em relação ao aumento populacional. Entre os poucos países que poderão fazer exportações substanciais para suprir o "déficit" mundial previsto, encontra-se o Brasil.

O aumento da demanda interna e externa é especialmente relevante para as culturas anuais que serão analisadas neste trabalho, a sa-

(3) Conforme BARROS (1).

ber, milho, algodão, soja, arroz e trigo. Estes produtos são itens básicos para o mercado doméstico, e atividades agrícolas competitivas entre si (exceto soja e trigo).

Os objetivos de exportar e de abastecer o mercado interno já se mostravam suficientemente conflitantes, embora nas exportações se tenha a oportunidade, com um maior volume de vendas nos mercados internacionais, de se aumentar a receita cambial, o que não implica obrigatoriamente a melhoria do nível de renda do produtor agrícola. Porém, uma vez que o aumento do volume de vendas seja feito às expensas do consumo interno, a falta de gêneros essenciais no mercado nacional implicará a elevação do custo de vida e prejuízo do consumidor brasileiro, sobretudo o de baixa renda, em cujo orçamento os alimentos têm maior peso.

Face a essas considerações, parece pertinente levantar, mais uma vez, que o maior problema da agricultura brasileira nos próximos anos não será mais de mercado, mas sim de produção.

Para tanto, é necessário que a produtividade do recurso terra se expanda mais acentuadamente em um futuro bem próximo, embora nos últimos 25 anos a produtividade da terra tenha experimentado aumento através de certas práticas agrícolas, tais como uso de fertilizantes e defensivos e desenvolvimento e adoção de sementes melhoradas e mecanização. Com o conhecimento e adoção dessas práticas que se mostraram lucrativas, a agricultura brasileira encontra uma boa base para sua ampla modernização; porém, convém lembrar que essa modernização está diretamente associada aos fatores econômicos que afetam o setor, ou seja, é um problema de preços relativos dos produtos e dos insumos agrícolas.

Por exemplo, o esgotamento gradual de fronteira agrícola ao redor dos centros consumidores é fundamental por tornar a terra mais escassa e mais cara em relação aos outros fatores de produção. Neste ponto, torna-se "lucrativo" substituir a terra por fertilizantes, uma vez que a adubação permite aumentar a produção total sem aumentar a área cultivada. Pode-se encarar a quantidade utilizada de fertilizantes como dependente da produtividade física esperada e dos preços relativos da terra, dos produtos agrícolas e dos fertilizantes.

A escassez de pesquisa agrônômica básica e econômica tem exigido um esforço superior de decisão governamental para alcançar a eficiência econômica e a modernização da agricultura. Nesse particular, a necessidade do incremento no uso de fertilizantes é fundamental, pois as áreas com elevada fertilidade natural já se esgotaram em várias regiões do País e nos últimos 20 anos estão sendo exploradas intensa-

mente as melhores terras da Região Centro-Sul. Há, por outro lado, vastíssimas áreas de terras relativamente fracas, representadas principalmente pelas zonas de cerrado, cujo aproveitamento requer aplicação de fertilizantes e calcários.

A idéia fundamental de que só se poderá aumentar os rendimentos por área mediante a introdução e adoção de insumos modernos e o treinamento adequado do pessoal do campo tem sido enfatizada por autores na literatura econômica. E o Brasil, consciente dessa situação, tem procurado intensificar seu uso através de uma série de subsídios e estímulos, que incluiu taxas cambiais, taxas de crédito subsidiado para empréstimos agrícolas, e subsídios, principalmente, à criação da indústria nacional de adubos.

No entanto, outros autores na literatura econômica não são tão otimistas quanto à introdução de fertilizantes num País que não apresenta um dado "pacote tecnológico", que possa garantir a alta produtividade originada deste insumo. Dentro desse "pacote tecnológico", ressalta-se a importância da técnica de irrigação, ainda incipiente no Brasil, cuja utilização, além de diminuir o risco de produção, aumenta a produtividade dos insumos modernos e da terra, e dá condições plenas de utilização das máquinas e equipamentos agrícolas durante todo o ano. Outro fator complementar e de real importância para alcançar a eficiência produtiva é a administração (ou grau de gerência) de cada empresa agrícola, que indiretamente aumenta a produtividade dos insumos modernos ou, pelo menos, faz com que se tenham diferentes produtividades entre as firmas de uma mesma região, com um certo grau de homogeneidade nos fatores edafológicos e climáticos.

1.2 - Objetivos

Os objetivos específicos deste trabalho são:

- a) especificar as relações estruturais entre a produtividade e os fatores de produção;
- b) testar a economicidade do uso dos fatores de produção;
- c) discutir certas limitações dos modelos estatísticos comumente empregados na pesquisa econômica;
- d) procurar captar os efeitos de variáveis não comumente usadas; e
- e) estimar o intervalo de combinação ótima para os insumos empregados.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

Os trabalhos desenvolvidos ao nível de propriedades rurais se-

quem linhas distintas de análise, ou seja:

- a) a primeira, destacando-se os trabalhos de NELSON (6) e WRIGHT (10), onde o objetivo específico é o de analisar e testar a economicidade de uso de fertilizantes nas propriedades entrevistadas;
- b) a segunda, onde o objetivo central procura estabelecer as relações estruturais entre a produção total e os fatores de produção; e
- c) finalmente, a que procura estabelecer a relação estrutural entre a produtividade da cultura e os respectivos fatores de produção empregados, por unidade de área.

NELSON (6) utilizou-se das funções quadrática e Cobb-Douglas (esta última com resultados mais satisfatórios) para analisar o uso de fertilizantes, a nível de propriedades rurais, na região de Ribeirão Preto, no ano agrícola 1969/70. Concluiu que o uso de fertilizantes estava além do ponto de ótimo econômico e que os níveis de aplicação de fertilizantes eram inferiores às recomendações baseadas em resultados experimentais. Procurou testar a hipótese de que a diferença de tipos de solo estaria ocultando os efeitos reais da adubação, a qual, no entanto, foi rejeitada.

WRIGHT (10) fez uma análise econômica de adubação em culturas anuais (milho, algodão, arroz e soja), na região de Ribeirão Preto, no ano agrícola 1971/72, utilizando as funções quadrática e Cobb-Douglas. Na função Cobb-Douglas, o modelo adotado foi o de produtividade, que apresentou um poder explicativo baixo, medido pelo coeficiente de determinação (R^2). Concluiu que a economicidade do uso de fertilizantes era duvidosa, nos níveis utilizados para as propriedades da amostra. O que se tem observado, a respeito do modelo produtividade, é um poder explicativo inferior ao modelo produção. Até certo ponto, não deixa de ser um resultado esperado, porque a variável área cultivada é excluída, e esta na maioria das vezes é a que apresenta maior valor de elasticidade de produção, como também tem apresentado o mais elevado coeficiente de correlação simples com a produção.

Por sua vez, quando se exclui a área cultivada do modelo produtividade, não se tem nenhuma indicação sobre a fertilidade do solo, embora se obtenham informações sobre o uso de fertilizantes. Da mesma forma, ao se incluir herbicidas e defensivos, nada se sabe acerca de incidência de pragas ou de ervas daninhas. É por isso que a especificação das variáveis no modelo produtividade se torna fundamental para um bom ajustamento da função, embora não se deva estranhar o baixo coeficiente de determinação.

TOLLINI & SEAGRAVES (9), usando uma combinação de

dados de experimentos e de entrevistas com proprietários rurais, chegaram à conclusão de que o ponto ótimo de aplicação de fertilizante em milho, na Carolina do Norte (USA), estaria entre 99 e 197 libras/acre, para as condições da região, no período estudado.

BISERRA (2) ajustou funções do tipo Cobb-Douglas, modelo produção, para a cultura do milho, nos Municípios de Jardinópolis e Guaíra (SP), e concluiu que os fertilizantes estavam sendo alocados, pelos agricultores, em um ponto próximo do ótimo; no entanto, o procedimento adotado superestima os coeficientes de regressão.

CAMARGO (3) analisou a produtividade de algodão e soja, com a aplicação da função Ulveling-Fletcher, na região de Ribeirão Preto, ano agrícola 1971/72. Concluiu que, na cultura do algodão, o uso de fertilizantes encontrava-se próximo do ótimo econômico; a quantidade de sementes de algodão por unidade de área exercia pequena influência sobre a relação fertilizantes-produtividade. Pode-se constatar, ainda, que a influência do fator fertilizantes sobre a produtividade da cultura de soja modifica-se conforme a variedade usada.

Outros trabalhos poderiam ser citados; no entanto, as indicações sobre o uso de fertilizante, dos insumos modernos ou, em suma, dos fatores de produção estariam próximas, aquém ou além do ponto ótimo econômico que se obtém ao se comparar o produto marginal com as relações de preços dos fatores e do produto.

Convém lembrar que o ponto de ótimo econômico, na prática, não pode ser determinado com precisão, face às diferentes circunstâncias enfrentadas pelos agricultores.

Ao invés de se preocupar com o ponto de ótimo econômico, este trabalho terá sua atenção voltada para o intervalo de confiança do ponto econômico.

Por outro lado, conforme seja a curvatura da função de produção, mais ou menos achatada em torno do ponto ótimo, pouca diferença poderá ocorrer na receita líquida do agricultor, caso ele esteja aplicando um pouco aquém do ponto ótimo, posto que a renda líquida sacrificada, com um nível menor do fator, pode ser encarada como uma espécie de seguro contra um ano agrícola desfavorável em termos de clima ou preços.

Esses trabalhos não citados, embora tenham sido consultados, serviram de orientação nas escolhas das variáveis que serão utilizadas nas especificações dos modelos. Antes, já foram úteis para a elaboração do questionário aplicado em campo.

3 - MATERIAL E MÉTODO

Este capítulo procura explicitar o processo de escolha dos locais em que se realizou a obtenção dos dados primários, para em seguida abordar a metodologia utilizada neste estudo, com ênfase nas questões pertinentes às variáveis empregadas.

3.1 - Área de Estudo

As culturas selecionadas para a Região Centro-Sul foram arroz, algodão, milho, soja e trigo. Com base no censo agrícola de 1970 e na sinopse preliminar do censo agropecuário de 1975 (IBGE), procedeu-se ao levantamento dos estabelecimentos, das áreas e quantidades produzidas, de acordo com as micro-regiões e os municípios, nos respectivos estados.

Através das micro-regiões com maior área cultivada e maior volume de produção, escolheram-se os principais municípios produtores e, em seguida, foi feita a confirmação nos órgãos de assistência técnica à agricultura.

3.2 - Informações Básicas

Os dados utilizados nesta pesquisa referem-se ao ano agrícola de 1977/78 e foram obtidos através de entrevistas diretas com os agricultores de uma relação obtida no município escolhido.

As entrevistas foram realizadas em setembro de 1978, pelos técnicos agrícolas do Instituto de Economia Agrícola, exceto para o Rio Grande do Sul, onde se contou com a colaboração dos engenheiros agrônomos da Secretaria de Agricultura daquele Estado.

O número de questionário por cultura, nos diferentes estados, constam do quadro 1.

QUADRO 1. - Distribuição do Número de Entrevistas para as Culturas e Estados

Estado	Arroz	Milho	Soja	Algodão	Trigo
São Paulo	28	70	64	39	—
Rio Grande do Sul	—	—	54	—	38
Minas Gerais	27	29	—	—	—
Mato Grosso do Sul	29	—	—	—	—

Era pretensão proceder ao levantamento de campo nos Estados de Goiás, Paraná e Santa Catarina, porém surgiram vários problemas que não puderam ser contornados. Entre eles, convém destacar a seca que ocorreu no ano agrícola 1977/78.

A discussão em torno da quebra de safra para o ano agrícola mereceu especial atenção de todos os órgãos responsáveis pela política agrícola do País. Com efeito, segundo revelaram levantamentos realizados, as perdas foram expressivas, quando se considera a média para o Brasil e, por vezes, drásticas para determinados produtos, em regiões cuja produção é de grande expressão para a economia regional.

A consolidação dessas informações resultou no quadro 2, onde pode-se observar as perdas esperadas para as cinco principais culturas.

A soja, por esses levantamentos, apresentou perdas que variaram de 10 por cento no Estado de Santa Catarina até 40 por cento em Goiás, observando-se que nos dois maiores estados produtores - Rio Grande do Sul e Paraná - as perdas foram estimadas em 30 por cento e 33 por cento, respectivamente.

Para o algodão nos Estados de São Paulo e Paraná, onde se concentra a produção da Região Centro-Sul, as perdas foram estimadas em 24 por cento e 51 por cento, respectivamente. No Estado de Goiás, a perda estimada foi da ordem de 50 por cento.

O arroz, no Rio Grande do Sul, não deve ter sofrido os efeitos diretos da seca, tendo em vista o seu sistema de cultivo por irrigação; contudo, nos estados maiores produtores de arroz de sequeiro, essas perdas foram de cerca de 50 por cento no Estado de Goiás, 23 por cento no Estado de Mato Grosso e 30 por cento em São Paulo.

As perdas para o milho nos Estados de Goiás e Paraná foram estimadas em 36 por cento; em Minas Gerais, 24 por cento; em Mato Grosso, 12 por cento; em São Paulo, 15 por cento; no Estado de Santa Catarina, 25 por cento.

Para o trigo, estimou-se uma perda média de cerca de 45 por cento, na região.

Caso fossem ignorados esses resultados físicos, apresentados pelas culturas objeto de análise na Região Centro-Sul do País, eles deveriam influenciar grandemente a consecução dos objetivos propostos, conforme será demonstrado na análise que se faz a seguir, onde se procura dar indicação econométrica do erro que se comete quando se utilizam dados "viesados".

3.3 - Análise da Qualidade das Informações para Estimar Funções de Produção

Na literatura econômica, vários textos têm mostrado a utilidade das funções de produção como guias na tomada de decisões do em-

QUADRO 2. - Previsão de Safras e Perda pela Seca para Cinco Culturas nos Principais Estados da Região Centro-Sul, Maio de 1978 (1)

Estado	Soja		Algodão		Arroz		Milho	
	Produção	Perda	Produção	Perda	Produção	Perda	Produção	Perda
	(t)	(%)	(t)	(%)	(t)	(%)	(t)	(%)
Rio Grande do Sul	5.678.000	(30) 24	2.031.900	...	2.645.000	(25) 13
Santa Catarina	436.365	10	332.379	(36) 17	2.668.286	25
Paraná	4.700.000	33	415.860	(51) 41	853.328	74	...	(36)
São Paulo	768.000	(21) 21	486.000	(24) 31	360.000	(30) 25	2.244.000	(15,4) 20
Minas Gerais	105.588	...	81.200	...	636.000	...	2.743.200	(24)
Mato Grosso	695.250	22	74.810	2.108.188	(23) 18	303.997	12,5
Goiás	89.760	(40) ...	90.833	(50) ...	858.764	(50) 37	1.593.000	36
Produção esperada da região	12.475.963	26,2	1.148.703	28	7.180.559	20,5	12.197.483	22,4

(1) Os dados entre parênteses foram obtidos em meados de maio e início de junho, através de órgãos oficiais nos respectivos estados, principalmente nas Secretarias de Agricultura.

Fonte: Ministério da Agricultura.

presário agrícola. Porém, a menos que se disponha de estimativas empíricas relativamente seguras do acontecimento provável, o conhecimento de como as funções de produção podem ser algebricamente manipuladas para fornecer resultados econômicos significativos não têm utilidade prática. Ao estimar uma função com base em dados precisos, os processos estatísticos são geralmente usados como complemento da lógica econômica, física e biológica relevante ao processo particular de produção que está sendo examinado.

Tendo em vista que as técnicas estatísticas e os problemas mais importantes (ou mais limitativos) com relação às estimativas de funções de produção são de conhecimento amplo e de fácil acesso, por ora não serão abordados, uma vez que a parte de análise econométrica é sempre posterior à obtenção dos dados. Assim sendo, a preocupação maior se volta para a fase da coleta de dados, lembrando que as técnicas estatísticas, não obstante seu "alto poder", não podem ser usadas com segurança a partir de dados sujeitos a erros de difícil controle.

Erros de observação, de alguma magnitude, sempre estarão presentes, quer seja o erro intencional - provocado por falsa declaração de quem responde as perguntas; erro por falta de precisão (erros observáveis) - quer provocado não pela falsa declaração de quem responde as perguntas, mas sim pelo fornecimento de informações imprecisas ou, ainda, erros devido à exclusão de variáveis relevantes - implícitas na especificação do modelo. Pelo fato dos erros observáveis estarem geralmente presentes nos dados, o pesquisador tem elementos para poder considerá-los ou negligenciá-los.

Para elucidar o efeito dos erros observáveis, procura-se demonstrar o "viés" introduzido por esses erros.

No caso de erro na obtenção dos dados de uma das variáveis do modelo, considera-se uma equação explicativa com duas variáveis independentes, então o modelo I, na forma reduzida, seria

$$y = b_1x_1 + b_2x_2 \quad (1)$$

$$(x'x) = \begin{vmatrix} \Sigma x_1^2 & \Sigma x_1^2 \\ \Sigma x_1x_2 & \Sigma x_2^2 \end{vmatrix} \quad \text{e} \quad (x'y) = \begin{vmatrix} \Sigma x_1y \\ \Sigma x_2y \end{vmatrix}$$

$$B = (x'x)^{-1} (x'y)$$

$$B = \frac{1}{\Delta} \begin{vmatrix} \Sigma x_2^2 & -\Sigma x_1 x_2 \\ -\Sigma x_1 x_2 & \Sigma x_1^2 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \Sigma x_1 y \\ \Sigma x_2 y \end{vmatrix}$$

$$\hat{b}_1 = \frac{\Sigma x_2^2 \cdot \Sigma x_1 y - \Sigma x_1 x_2 \cdot \Sigma x_2 y}{\Delta} \quad (2)$$

$$\hat{b}_2 = \frac{\Sigma x_1^2 \cdot \Sigma x_2 y - \Sigma x_1 x_2 \cdot \Sigma x_1 y}{\Delta} \quad (3)$$

$$\Delta \text{ (determinante)} = \Sigma x_1^2 \cdot \Sigma x_2^2 - (\Sigma x_1 x_2)^2$$

Porém, quando ocorrer um "viés" com a variável y, através de uma informação sistematicamente inferior ao valor que deveria ser, o pesquisador estaria adotando o modelo II que seria

$$\omega = \hat{c}_1 x_1 + \hat{c}_2 x_2 \quad (4)$$

onde $\omega = Ky, 0 < k < 1$ (5)

No cálculo dos parâmetros \hat{c}_1 e \hat{c}_2 , obtêm-se

$$\hat{c}_1 = \frac{k (\Sigma x_2^2 \Sigma x_1 y - \Sigma x_1 x_2 \Sigma x_2 y)}{\Delta} \quad (6)$$

$$\hat{c}_2 = \frac{k (\Sigma x_1^2 \Sigma x_2 y - \Sigma x_1 x_2 \Sigma x_1 y)}{\Delta} \quad (7)$$

Comparando-se (6) com (2) e (7) com (3), obtêm-se

$$\hat{c}_1 = k \bar{b}_1 \quad (8)$$

$$\hat{c}_2 = k \bar{b}_2 \quad (9)$$

Por sua vez, ao se calcular os produtos marginais para x_1 nos modelos I e II obtêm-se

$$PMa_I = \bar{b}_1 \frac{y}{x_1} \quad (10)$$

$$PMa_{II} = \hat{c}_1 \frac{W}{x_i} \quad (11)$$

Comparando-se as relações (5), (8), (10) e (11), tem-se que

$$PMa_{II} = k^2 PMa_I \quad (12)$$

Conseqüentemente, o produto marginal do modelo II é menor que o produto marginal do modelo I.

Por isso, tendo em vista que 1977/78 caracterizou-se por ser um ano agrícola atípico, procurou-se equacionar o problema dos erros que estariam implícitos através da utilização de uma amostra intencio-

nal, onde a propriedade levantada tivesse sofrido um mínimo de efeito da seca.

3.4 - Modelo Estatístico

As análises de funções de produção fundamentam-se na hipótese de que existe uma relação funcional entre a quantidade de fatores de produção utilizados e o rendimento obtido. Com efeito, a produção é vista como um processo através do qual os fatores de produção são transformados em produto.

Não será tratada neste estudo a fundamentação teórica da função de produção, uma vez que seu uso é bastante conhecido, assim como suas limitações.

De um modo geral, pode-se representar a função de produção pelo modelo:

$$Y = F(X_1, X_2 \dots X_n / F_1, F_2 \dots F_m / Z_1, Z_2 \dots Z_k)$$

onde

Y = é a quantidade produzida

$X_1, X_2 \dots X_n$ = são as quantidades de fatores variáveis;

$F_1, F_2 \dots F_m$ = são as quantidades de fatores fixos;

$Z_1, Z_2 \dots Z_k$ = são os fatores que não podem ser controlados pelo pesquisador.

DE JANVRY (1972) apresenta a função potência generalizada da seguinte forma:

$$Y = A \cdot \prod X_i^{J_k(x)} \cdot e^{g(x)} \cdot u_0$$

onde

Y = é a quantidade produzida

X_i = ($i = 1 \dots n$) = fatores de produção;

A = termo constante;

e = a base do logaritmo neperiano;

X = variável indexada; e

u_0 = erro.

Esta função apresenta a vantagem de ter como casos particulares as funções Cobb-Douglas, Ulveling-Fletcher e Transcedente, conforme seja o comportamento de $J_k(X)$ e $g(X)$. Não apresenta desvantagens de ordem empírica e pode ser estimada através do método dos quadrados mínimos.

Se a função Cobb-Douglas apresenta desvantagem de retornos constantes à escala, na Ulveling-Fletcher as elasticidades parciais de produção são variáveis, e com a Transcedente se tem a possibilidade de testar quais os fatores que estariam deslocando o nível da função de produção, fato que é de grande interesse quando se tem em mente alternativas de políticas agrícolas a serem postas em prática.

Conforme se expresse a variável Y , tem-se o modelo de produção se for em produção total; ou o modelo produtividade, se for em produção por área, com os fatores de produção (X_i) expressos em unidade por área.

3.5.- Definição das Variáveis

A seguir, são apresentadas as variáveis que se consideram relevantes para análise.

- Produtividade da cultura (Y)

Representa a produção por unidade de área, no ano agrícola 1977/78. É expressa em sacos de 60kg por alqueire (ou hectare) ou por unidade mais apropriada conforme a cultura.

- Gerência (X_1)

Representa os pontos obtidos em uma escala de 1 até 100. A escala pretende classificar os proprietários conforme seu grau de educação formal e informal.

- Fertilidade da terra (X_2)

Esta é uma variável binária ("dummy variable"), usada para testar se há ou não diferença entre solos em que se cultivou a cultura.

As propriedades definidas pelo entrevistado como terra de primeira receberam o valor 10, as outras valor 1, ou zero, conforme, se utilize a transformação logarítmica ou não.

- Trabalho humano (X_3)

Representa o trabalho do proprietário e de sua família, do trabalhador permanente e assalariado efetivamente aplicado na cultura por unidade de área, no ano agrícola em questão; expressa em cruzeiro.

- Dias máquinas (X_4)

Representa os dias de uso de trator na cultura por unidade de área, no ano agrícola 1977/78; expressa em dias.

- Sementes (X_5)

Representa o valor gasto com a cultura por unidade de área, em 1977/78; expressa em cruzeiro.

- Valor gasto com defensivos e herbicidas (X_6)

Representa o valor gasto com o uso de defensivos e herbicidas, por unidade de área em 1977/78; expressa em cruzeiro.

- Fertilizantes (X_7)

Representa a somatória das quantidades dos nutrientes nitrogenados, potássicos e fosfatados, por unidade de área; em quilogramas.

- Valor dos fertilizantes (X_8)

Representa o valor gasto com fertilizantes, por unidade de área, em 1977/78; expressa em cruzeiro.

- Montante em crédito (X_9)

Representa o valor do financiamento para a cultura, por unidade de área em 1977/78; expressa em cruzeiro.

- Área cultivada (X_{10})

Representa a área total cultivada com a cultura no ano em estudo; expressa em alqueire (2,42ha) ou em hectare.

- Valor dos defensivos (X_{11})

Representa o valor gasto com defensivos por unidade de área, no ano agrícola de 1977/78; expressa em cruzeiro.

- Valor dos herbicidas (X_{12})

Representa o valor gasto com herbicidas, por unidade de área, no ano agrícola de 1977/78; expressa em cruzeiro.

3.6 - Considerações a Respeito da Definição e Cálculo das Variáveis

As variáveis já definidas procuram dar uma idéia de como se organizam os fatores do processo produtivo. As variáveis usadas em trabalho de função de produção, às vezes, encerram muitas limitações quanto ao método de medidas e à conceituação.

Com relação à variável gerência (X_1), elaborou-se um índice através da ponderação de nove itens, que procuram evidenciar aspectos da educação formal e informal do agricultor.

Embora a preocupação esteja voltada para o modelo produtividade, a inclusão da variável área cultivada (X_{10}) serve para dar indicação acerca dos retornos à escala.

Com relação à variável trabalho humano (X_3), obteve-se a informação dos dias gastos com mão-de-obra na cultura, sendo esta proveniente do proprietário e família, trabalhador permanente e assalariado, mas também se obteve informação para o valor gasto em cruzeiro com empreitadas, quando ocorressem, evidentemente, substituindo dias gastos com a mão-de-obra. Então, decidiu-se expressar esta variável em cruzeiro.

Dificuldade maior se nota com a especificação do fator capital fixo. Normalmente, este fator costuma aparecer medido através do valor do estoque de capital em benfeitorias e equipamento. Entretanto, o que interessa para fins de estudo da função de produção é o fluxo de serviços deste estoque de capital no período considerado. Há várias maneiras de se medir este fluxo, normalmente utilizando-se técnicas de depreciação e calculando-se os juros sobre os investimentos e possíveis

reparos ou através dos números de dias de uso das máquinas e equipamentos. No caso, escolheu-se o número de dias de uso de trator; este tipo de medida está sujeito a erros provenientes da variabilidade de potências das máquinas, que não foram possíveis contornar. Neste sentido, a variável dias-máquina (X_4) representa uma aproximação do fluxo de serviços do capital.

Na variável sementes (X_5), existe a possibilidade de se medir alternativamente tanto em unidades físicas como monetárias. A escolha recaiu para se medir o valor da semente em cruzeiro, pois assim é provável que as diferenças genéticas dos diferentes tipos de sementes estivessem sendo quantificadas.

Nas culturas em análise, ocorre um diferenciado procedimento agrônomo quanto à utilização de defensivos e herbicidas. Por isso, inicialmente utilizou-se a somatória dos valores gastos com defensivo e herbicidas (X_6), para em seguida desmembrar em valor dos defensivos (X_{11}) e valor dos herbicidas (X_{12}), conforme fosse a importância do uso desses insumos na cultura.

Com relação a fertilizantes, utilizou-se a variável fertilizantes (X_7) medida em quilograma de nutrientes ($N+P+K$) e o valor em cruzeiro gasto em fertilizantes (X_8).

Para se medir a utilização de crédito rural, foi usada a variável montante de crédito (X_9) para a cultura.

Para medir as diferenças de fertilidade da terra (X_2), utilizou-se uma variável binária, que assumiu valor 10, caso fosse terra de primeira e valor 1 ou zero, caso fosse de qualidade inferior.

Por fim, a variável produtividade (Y) foi obtida através da quantidade produzida somada com a porcentagem de perdas no ano agrícola, dividida pela área cultivada.

4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Conforme era esperado, uma mesma especificação do modelo produtividade não se ajustaria bem às culturas e aos estados selecionados, o que tornou necessária uma seleção das variáveis que melhor explicariam o processo produtivo nos diferentes casos.

Os coeficientes de correlação simples entre as variáveis explicativas e o produto total apresentaram-se com valores elevados, como também foram altas as correlações entre área cultivada e os outros fatores de produção.

Porém, no modelo produtividade, as correlações simples são baixas e com isso os problemas de multicolinearidade se reduzem. A-

lém disso, o modelo tem a vantagem de apresentar as variáveis numa forma mais adequada para análise, já que o interesse é verificar até que ponto a produtividade da cultura varia com o uso de insumos.

Um problema surge com relação à medida dos retornos à escala no modelo produtividade. Quando da divisão das variáveis pela área cultivada (X_{10}), pressupõe-se que a somatória dos coeficientes é igual à unidade, o que significa ser o rendimento à escala fixo e constante, restringindo em parte as análises econômicas da função a se obter.

Neste estudo, a variável área cultivada será acrescida em algumas regressões, pois o coeficiente k da variável X_{10} será o medidor dos retornos à escala e este será crescente, constante ou decrescente, conforme assuma valores estatisticamente positivos, nulos ou negativos, respectivamente. A sua significância estatística será dada pelo teste "t" de Student.

CAMARGO (3) demonstra esta vantagem adicional que se obtém ao se introduzir a variável área cultivada no modelo produtividade, que é feita a seguir.

Seja uma função de produção com três variáveis dependentes:

$$Y = A X_{10}^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot e \quad (1)$$

Admitindo-se $b_1 + b_2 + b_3 = 1$, então

$$X_{10}^1 = X_{10}^{b_1} \cdot X_{10}^{b_2} \cdot X_{10}^{b_3} \quad (2)$$

Dividindo a equação (1) por X_{10}^1 , resulta

$$\frac{Y}{X_{10}} = A \cdot \frac{X_{10}^{b_1}}{X_{10}^{b_1}} \cdot \frac{X_2^{b_2}}{X_{10}^{b_2}} \cdot \frac{X_3^{b_3}}{X_{10}^{b_3}} \cdot e \quad (3)$$

ou

$$\frac{Y}{X_{10}} = A \cdot \left(\frac{X_2}{X_{10}} \right)^{b_2} \cdot \left(\frac{X_3}{X_{10}} \right)^{b_3} \cdot e \quad (4)$$

Admitindo-se que $b_1 + b_2 + b_3 = 1 + k$, obtém-se

$$\frac{Y}{X_{10} : X_{10}^k} = A \left(\frac{X_2}{X_{10}} \right)^{b_2} : \left(\frac{X_3}{X_{10}} \right)^{b_3} : e \quad (5)$$

$$\frac{Y}{X_{10}} = A \left(\frac{X_2}{X_{10}} \right)^{b_2} \cdot \left(\frac{X_3}{X_{10}} \right)^{b_3} \cdot X_{10}^k \cdot e \quad (6)$$

Em cada equação escolhida procurou-se calcular o valor do produto marginal de cada fator (X_i), através das médias dos valores observados na amostra; com isso foi impossível obter uma indicação do uso do fator. Também foi calculado o produto marginal de cada fator (X_i) em cada propriedade; dessa forma obteve-se a indicação de como o fator X_i estaria sendo usado em uma propriedade qualquer.

Foi escolhido para análise econômica o modelo produtividade na forma logarítmica, embora se tivessem testado as formas linear e quadrática.

4.1 - Arroz

Em cada estado, o número de propriedades entrevistadas que forneceram os dados básicos se aproximaram de trinta.

Através da área cultivada, percebe-se que a amostra de São Paulo forneceu um número maior de pequenos agricultores, pois com a média obtida de 16,6 alqueires cultivados com arroz, cerca de 12 agricultores apresentaram área cultivada abaixo de 5,0 alqueires. Minas Gerais, com a área cultivada média de 45,8 alqueires, representou uma posição de médios agricultores (quatro deles com área acima de 100,0 alqueires). Enquanto que Mato Grosso do Sul, com a média de 265,4 alqueires, representou os grandes agricultores (21 deles com área acima de 100,0 alqueires).

O volume de crédito por alqueire alcançou o valor de Cr\$2.832,80 para Minas Gerais; de Cr\$4.295,20, para São Paulo, e,

finalmente, Cr\$4.417,00 para Mato Grosso do Sul.

Os gastos com sementes por alqueire foram homogêneos nos três estados, variando entre Cr\$431,30 (SP) e Cr\$466,20 (MS).

A utilização de fertilizantes foi maior para São Paulo com 326,6kg de NPK por alqueire; Minas Gerais, com 173,1kg e Mato Grosso do Sul com 207,2kg (quadro 3).

Com relação à utilização de nitrogênio por alqueire, o maior uso foi para São Paulo, com 118,30kg, e o menor para Minas Gerais com 15,7kg. A utilização de fósforo apresentou-se relativamente homogênea, com valores entre 120,8kg e 126,7kg, por alqueire. Para potássio, o consumo em São Paulo foi de 81,6kg por alqueire, e em Minas Gerais, 33,5kg por alqueire.

A proporção entre os nutrientes que prevaleceu em cada amostra foi 1: 7,9: 2,3 para Minas Gerais; 1: 5,5: 2,9 para Mato Grosso do Sul; e 1: 1,1: 0,7 para São Paulo.

Com relação à produtividade, observa-se o maior valor em São Paulo, com 75,9 sacos por alqueire, em seguida Mato Grosso do Sul com 53,9, e Minas Gerais com 45,1. Estas produtividades, obtidas nas amostras, são superiores às médias dos estados.

4.1.1 - Minas Gerais

Foram testados seis modelos com os coeficientes de determinação variando de 0,4396 a 0,6144, e o teste "F" só não foi significativo no modelo II (quadro 4).

O parâmetro (b_3) de trabalho humano apresentou o teste "t" com significância ao nível de 5,0 por cento, exceto nos modelos em que se incluiu a variável área cultivada (X_{10}).

O parâmetro da variável valor de fertilizantes (X_8) não se apresentou estatisticamente significativo, porém a medida alternativa utilizada, dos fertilizantes medidos em quilograma (X_7), teve o teste "t" significativo, ao nível de 5,0 por cento, nos modelos V e VI.

As variáveis sementes (X_5), fertilidade da terra (X_2), e dias máquina (X_4) apresentaram-se com os testes "t" dos parâmetros não estatisticamente significativos.

Da mesma forma, a variável montante em crédito (X_9) apresentou-se com o teste "t" não significativo e com sinal negativo, exceto nos modelos III e IV, onde o sinal foi positivo.

A variável valor gasto com defensivos e herbicidas (X_6) apresentou-se não estatisticamente significativa, com o sinal negativo, mas ao se desagregar o valor dos defensivos (X_{11}) o sinal permaneceu nega-

QUADRO 3. - Valores Médios da Amostra e Média por Alqueire para a Cultura de Arroz, nos Estados de Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Unidade	Média da amostra			Média por alqueire		
		Minas Gerais	Mato Grosso do Sul	São Paulo	Minas Gerais	Mato Grosso do Sul	São Paulo
Área	Alqueire	45,8	265,4	16,6	-	-	-
Mão-de-obra	Cr\$	54.305,6	89.552,9	35.552,9	1.185,7	337,4	2.120,8
Dias máquinas	dia	62,6	181,3	43,7	1,4	0,7	2,6
Sementes	Cr\$	19.897,1	123.730,0	7.159,4	434,4	466,2	431,3
Herbicidas	Cr\$	741,7	0,0	1.400,9	16,2	0,0	84,4
Defensivos	Cr\$	1.325,2	32.468,0	1.875,5	28,9	122,3	113,0
Nitrogênio	kg	717,8	5.778,6	1.963,9	15,7	21,8	118,3
Fósforo	kg	5.674,4	32.059,3	2.103,9	123,9	120,8	126,7
Potássio	kg	1.534,6	17.169,0	1.353,8	33,5	64,7	81,6
Fertilizantes, NPK	kg	7.928,8	55.006,8	5.421,6	173,1	207,2	326,6
Valor dos fertilizantes	Cr\$	56.887,7	513.214,0	40.036,2	1.242,1	1.933,7	2.411,8
Crédito	Cr\$	129.744,0	1.172.220,0	71.300,8	2.832,8	4.417,0	4.295,2
Gerência	(1)	57,0	51,3	60,0	-	-	-
Fertilidade	(2)	0,4	-	-	-	-	-
Produção esperada	sc.60kg	2.065,7	14.315,9	1.259,6	45,1	53,9	75,9
Observações	nº	27	29	28	27	29	28

(1) Esta variável foi medida em uma escala de 1 a 100.

(2) A variável binária fertilidade assumiu valores 1 e 0, conforme o solo fosse de boa fertilidade ou não.

QUADRO 4. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas da Função Produtividade para a Cultura de Arroz no Estado de Minas Gerais, Ano Agrícola, 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)					
	I	II	III	IV	V	VI
Intercepto (a)	0,9426 (-0,032)	0,8465 (-0,077)	1,2818 (0,145)	1,1689 (0,080)	1,072 (0,040)	1,1603 (0,097)
Gerência (b ₁)	0,2695 0,665	0,4103 (0,956)	0,4207 (1,104)	0,5404 ^d (1,391)	0,2527 (0,662)	0,2443 (0,669)
Fertilidade da terra (b ₂)	0,0985 (0,451)	0,0350 (0,143)	-0,0432 (-0,203)	-0,1029 (-0,452)	-	-
Trabalho humano (b ₃)	0,1689 ^b (2,498)	0,1547 ^c (2,048)	0,0514 (0,605)	0,0209 (0,235)	0,1861 ^b (2,834)	0,1897 ^a (3,411)
Dias máquinas (b ₄)	-0,0007 (-0,008)	0,0302 (0,299)	-0,0239 (-0,273)	-0,0078 (-0,009)	0,0272 (0,308)	0,0300 (0,364)
Sementes (b ₅)	0,0232 (0,165)	0,0534 (0,355)	0,1854 (1,220)	0,2321 ^d (1,496)	0,0149 (0,111)	-
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b ₆)	-0,0187 (-0,592)	-0,0215 (-0,629)	-0,0250 (-0,854)	-0,0277 (-0,900)	-	-
Fertilizantes (b ₇)	0,3571 ^c (2,010)	-	0,2665 ^d (1,570)	-	0,3512 ^b (2,255)	0,3530 ^b (2,340)
Valor dos fertilizantes (b ₈)	-	0,1773 (0,935)	-	0,1386 (0,811)	-	-
Montante em crédito (b ₉)	-0,0229 (-0,902)	-0,032 (-0,845)	0,0084 (0,301)	0,0133 (0,455)	-0,0181 (-0,609)	-0,0168 (-0,628)
Área cultivada (b ₁₀)	-	-	-0,2237 ^c (-2,039)	-0,2599 ^b (-2,327)	-	-
Valor dos defensivos (b ₁₁)	-	-	-	-	-0,0629 (-1,308)	-0,0637 ^d (-1,373)
Valor dos herbicidas (b ₁₂)	-	-	-	-	-	-
Valor do R ²	0,5201	0,4396	0,6144	0,5750	0,5483	0,5480
Valor do F (N = 27)	2,4387	1,7649	3,0100	2,5556	3,2951	4,0417

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 por cento; b 5 por cento; c 10 por cento; d 20 por cento.

tivo e foi estatisticamente significativa ao nível de 20 por cento.

A variável gerência (X_1) com sinal positivo é estatisticamente significativa apenas no modelo IV, dando um efeito positivo na produtividade, porém o parâmetro para o teste bilateral atinge nível de significância entre 0,50 e 0,20, indicando que a possibilidade de cometer um erro do tipo II é relativamente grande, caso se ignore sua influência.

Através do parâmetro da variável área cultivada (X_{10}) observa-se que os retornos à escala são decrescentes e da ordem de 0,77.

A equação VI serviu para calcular os produtos marginais ($PMaX_i$) e respectivos intervalos de confiança, e sua comparação com a relação inversa de preços (PX_i/PY) consta do quadro 5.

Quando se observa o intervalo de confiança do produto marginal ($PMaX_3$) para a variável trabalho humano, percebe-se que a relação de preço PX_3/PY é maior e se encontra fora do intervalo, o que indica o emprego deste fator além do ótimo econômico.

Contudo, é possível calcular produto marginal para X_3 em cada propriedade entrevistada e conseqüentemente verificar o ótimo econômico para cada agricultor; assim, observa-se que 26 propriedades estão com uso excessivo para o fator X_3 e apenas uma se encontra no intervalo de confiança da combinação ótima.

Quanto à variável dias máquinas (X_4), o produto marginal é menor que a relação de preços (PX_4/PY) e se encontra no intervalo de confiança. Porém, ao se comparar o uso deste fator em cada propriedade, verifica-se que este se encontra dentro do intervalo de confiança da combinação ótima de uso.

A variável fertilizantes (X_7) apresenta o produto marginal maior que a relação inversa de preço (PX_7/PY) e dá indicação, em termos de valor médio, de que seu uso deveria ser incrementado para atingir o ótimo econômico. Porém, ao nível de propriedade, observa-se que quatro delas deveriam reduzir o uso de X_7 , duas deveriam aumentá-lo e as demais se encontram no intervalo de confiança da combinação ótima.

As variáveis montante em crédito (X_9) e valor de defensivos (X_{11}) tiveram seus produtos marginais com valores negativos, evidenciando um uso excessivo destes fatores; porém tais resultados precisam ser encarados com certa ressalva, especialmente no caso da variável X_9 , dada a não significância estatística aos níveis desejados.

4.1.2 - Mato Grosso do Sul

Nenhum dos ajustamentos feitos para a cultura de arroz apre-

QUADRO 5. - Produto Marginal e Intervalo de Confiança, Relação entre Preço do Fator e do Produto para a Equação Seleccionada para Arroz, Estado de Minas Gerais, Ano Agrícola, 1977/78

Item	Variável	PMax _i (¹)	Intervalo de Confiança	
			para PMax _i (2)	PX _i /PY(3)
Gerência	X ₁	0,2364	-0,500 a 0,972	--
Trabalho humano	X ₃	0,0085	0,003 a 0,014	0,3458
Dias máquinas	X ₄	1,7070	-8,051 a 11,465	1,8560
Fertilizantes	X ₇	0,1480	0,014 a 0,282	0,0335
Montante em crédito	X ₉	-0,0024	-0,010 a 0,005	0,0047
Valor dos defensivos	X ₁₁	-0,6540	-1,652 a 0,344	0,0047

(1) Os produtos marginais (PMax_i) foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra.

(2) Intervalo de confiança a 5,0 por cento de probabilidade.

(3) Preço do produto (PY) e preço dos fatores (PX_i).

sentou um teste "F" estatisticamente diferente de zero ao nível de 0,05 de probabilidade, embora o poder explicativo das variáveis explicativas variasse de 0,4932 a 0,3671.

O coeficiente da variável trabalho humano (X_3) mostrou-se estatisticamente diferente de zero aos níveis de 10 por cento e 20 por cento, o mesmo ocorrendo com a variável gasto com defensivos e herbicidas (X_6). A variável montante em crédito (X_9), nos modelos II, V e VI, mostrou-se significativa ao nível de 20 por cento, e a variável gerência (X_1) entre 30 por cento e 50 por cento.

Para servir de comparação, os modelos ajustados encontram-se no quadro 6.

4.1.3 - São Paulo

Os valores do teste "F" foram inferiores à unidade e não significativos; o poder explicativo das variáveis variou entre 0,0728 e 0,1600, sendo o mais baixo dos três casos para arroz. Os modelos testados constam do quadro 7.

As variáveis gerência (X_1), fertilizantes (X_7) e fertilidade da terra (X_2) apresentaram-se com o teste "t" dos parâmetros com significância entre 30 por cento e 40 por cento.

4.2 - Milho

O levantamento de campo foi efetuado em Minas Gerais, em vinte e sete propriedades entrevistadas, e no Estado de São Paulo, em 70. Os valores médios para amostra se encontram no quadro 8.

A média de área cultivada foi de 35,4 alqueires em Minas Gerais e de 49,8 alqueires em São Paulo. O valor médio dos gastos em mão-de-obra por alqueire foi de Cr\$1.422,20 em Minas Gerais, contra Cr\$1.010,70 em São Paulo. Porém, essa situação se inverte quanto ao valor médio de dias máquinas por alqueire, onde São Paulo apresentou o valor 2,6, contra 1,6 em Minas Gerais.

Com relação aos gastos com defensivos e com herbicidas, os valores médios em São Paulo foram de Cr\$132,20 e Cr\$127,50, por alqueire, respectivamente para defensivos e herbicidas.

Os valores médios para os gastos com fertilizantes foram de Cr\$2.123,20 em São Paulo, e Cr\$1.547,10 em Minas Gerais.

O consumo de NPK por alqueire, em São Paulo foi de 240,2kg, contra 179,8kg em Minas Gerais.

Quanto ao consumo dos nutrientes individuais, a maior utiliza-

QUADRO 6. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas da Função Produtividade para a Cultura de Arroz no Estado de Mato Grosso do Sul, Ano Agrícola 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)					
	I	II	III	IV	V	VI
Intercepto (a)	1,5012 (0,154)	1,2248 (0,080)	1,1422 (0,052)	0,8714 (-0,055)	0,4635 (-0,312)	0,9961 (-0,002)
Gerência (b ₁)	0,2613 (1,105)	0,2728 (1,194)	0,1648 (0,693)	0,2021 (0,872)	0,2606 (1,071)	0,2731 (1,152)
Fertilidade da terra (b ₂)	0,1797 (1,200)	0,1072 (0,729)	0,1640 (1,127)	0,0935 (0,644)	—	—
Trabalho humano (b ₃)	0,1059 ^d (1,329)	0,0503 (0,618)	0,2237 ^c (2,038)	0,1507 ^d (1,343)	0,0748 (0,950)	0,0905 ^d (1,324)
Dias máquinas (b ₄)	0,0013 (0,030)	0,0096 (0,223)	0,0162 (0,377)	0,0213 (0,491)	0,0180 (0,421)	0,0145 (0,353)
Sementes (b ₅)	-0,0202 (-0,079)	0,1058 (0,399)	-0,1097 (-0,432)	0,0216 (0,080)	0,1023 (0,430)	—
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b ₆)	-0,0233 ^d (-1,572)	-0,0226 ^d (-1,566)	-0,0304 ^c (-2,011)	-0,0281 ^c (-1,838)	-0,0311 (-1,098)	—
Fertilizantes (b ₇)	0,0480 (0,298)	—	0,0945 (0,594)	—	-0,0361 (-0,240)	-0,0259 (-0,177)
Valor dos fertilizantes (b ₈)	—	-0,1424 (-0,888)	—	-0,1035 (-0,644)	—	—
Montante em crédito (b ₉)	0,2049 (0,870)	0,3322 ^d (1,469)	0,1323 (0,567)	0,2743 (1,207)	0,3518 ^d (1,676)	0,3109 ^d (1,693)
Área cultivada (b ₁₀)	—	—	0,1752 ^d (1,511)	0,1478 (1,277)	—	—
Valor dos defensivos (b ₁₁)	—	—	—	—	—	-0,0285 (-1,051)
Valor dos herbicidas (b ₁₂)	—	—	—	—	—	—
Valor do R ²	0,4305	0,4497	0,4916	0,4932	0,3671	0,3671
Valor do F (N = 29)	1,8898	2,0426	2,0411	2,0543	1,7404	2,0766

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 por cento; b 5 por cento; c 10 por cento; d 20 por cento.

QUADRO 7. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas da Função Produtividades para a Cultura de Arroz, no Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)							
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Intercepto (a)	2,3247 (0,310)	7,0280 (0,709)	1,2739 (0,081)	7,3596 (0,690)	2,3438 (0,387)	2,2830 (0,365)	2,2682 (0,355)	3,9749 (0,526)
Gerência (b1)	0,4238 (1,050)	0,3370 (0,811)	0,5419 (1,155)	0,3232 (0,694)	0,3808 (1,024)	0,3787 (0,995)	0,3738 (0,958)	0,3897 (0,976)
Fertilidade da terra (b2)	0,2254 (0,749)	0,1000 (0,333)	0,2637 (0,836)	0,0978 (0,316)	—	0,2910 (1,189)	0,2948 (1,173)	—
Trabalho humano (b3)	0,0821 (0,593)	0,1025 (0,706)	0,0826 (0,585)	0,1017 (0,680)	0,0322 (0,293)	0,0361 (0,309)	0,0346 (0,290)	0,0296 (0,242)
Dias máquinas (b4)	-0,0594 (-0,372)	-0,0253 (-0,152)	-0,0746 (0,451)	-0,0244 (-0,143)	0,029 (0,021)	0,0018 (0,013)	0,0007 (0,004)	-0,0104 (-0,072)
Sementes (b5)	-0,2030 (-0,742)	-0,1421 (-0,497)	-0,2341 (-0,821)	-0,1400 (-0,473)	—	—	—	-0,1228 (-0,483)
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b6)	0,004 (0,012)	0,0016 (0,050)	-0,0038 (-0,116)	0,0022 (0,063)	—	—	—	—
Fertilizantes (b7)	0,3885 ^d (1,405)	—	0,4581 ^d (1,471)	—	0,2926 (1,224)	—	—	0,3183 (1,221)
Valor dos fertilizantes (b8)	—	0,1196 (0,541)	—	0,1186 (0,521)	—	—	—	—
Montante em crédito (b9)	0,0166 (0,587)	0,0162 (0,533)	0,0269 (0,764)	0,0150 (0,430)	—	0,0032 (0,123)	0,0039 (0,144)	0,0068 (0,243)
Área cultivada (b10)	—	—	-0,0584 (-0,525)	0,0079 (0,075)	—	—	—	—
Valor dos defensivos (b11)	—	—	—	—	—	—	0,0073 (0,163)	0,0024 (0,053)
Valor dos herbicidas (b12)	—	—	—	—	—	—	—	—
Valor do R ²	0,1472	0,0728	0,1600	0,0731	0,1040	0,1047	0,1059	0,1161
Valor do F (N = 28)	0,4098	0,1865	0,3810	0,1577	0,6677	0,5143	0,4141	0,3753

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 por cento; b 5 por cento; c 10 por cento; d 20 por cento.

QUADRO 8. - Valores Médios da Amostra e Média por Alqueire para a Cultura de Milho, nos Estados de São Paulo e Minas Gerais, Ano Agrícola 1977/78

Item	Unidade	Média da amostra		Média por alqueire	
		Minas Gerais	São Paulo	Minas Gerais	São Paulo
Área	Alqueire	35,4	49,8	—	—
Mão-de-obra	Cr\$	50.344,3	50.331,9	1.422,2	1.010,7
Dias máquinas	día	55,3	127,1	1,6	2,6
Sementes	Cr\$	8.250,7	13.628,5	233,1	273,7
Herbicidas	Cr\$	39,7	6.348,8	1,1	127,5
Defensivos	Cr\$	489,9	6.582,7	13,8	132,2
Nitrogênio	kg	1.262,8	3.516,1	35,7	70,6
Fósforo	kg	3.203,4	5.657,9	90,5	113,6
Potássio	kg	1.899,9	2.786,1	53,7	55,9
Fertilizantes NPK	kg	6.366,1	11.960,1	179,8	240,2
Valor dos fertilizante	Cr\$	54.768,8	105.735,0	1.547,1	2.123,2
Crédito	Cr\$	110.440,0	254.705,0	3.119,8	5.114,6
Gerência	(1)	56,1	60,0	—	—
Fertilidade	(2)	0,6	0,4	—	—
Produção esperada	t	2.294,3	7.011,9	64,8	140,8
Observações	nº	27	70		

(1) Esta variável foi medida em uma escala de 1 a 100.

(2) A variável binária fertilidade assumiu valores 1 a 0, conforme o solo fosse de boa fertilidade ou não.

ção se deu em São Paulo e a proporção foi de 1: 1,6: 0,8, enquanto que em Minas Gerais a proporção foi de 1: 2,5: 1,5.

O crédito utilizado apresentou valor de Cr\$5.114,60 por alqueire em São Paulo e de Cr\$3.119,80 por alqueire em Minas Gerais.

A produtividade para a cultura de milho foi de 64,8 sacos por alqueire em Minas Gerais, e de 140,8 sacos por alqueire em São Paulo.

4.2.1 - Minas Gerais

Foram testados seis modelos, e os coeficientes de determinação variaram de 0,5015 a 0,5247; o teste "F" só não foi significativo nos modelos III e IV (quadro 9).

O parâmetro (b_3) da variável trabalho humano apresentou o teste "t" significativo em todas as equações ajustadas; o nível de significância variou entre 5 por cento e 20 por cento.

O parâmetro (b_4) da variável dias máquinas apresentou o teste "t" com significância estatística ao nível de 5 por cento.

O parâmetro (b_1) da variável gerência teve o teste "t" com significância estatística entre 10 por cento e 20 por cento nos modelos I a IV, ao passo que nos demais variou entre 40 por cento e 50 por cento.

O parâmetro (b_7) da variável fertilizantes apareceu com o sinal negativo, quando se incluiu no modelo a variável fertilidade da terra (X_2); quando X_7 não estava acompanhado de X_2 , o sinal apresentado foi positivo e os níveis de significância estiveram entre 20 por cento e 50 por cento.

A variável sementes (X_5) apresentou parâmetro com sinal positivo e o teste "t" significativo ao nível de 40 por cento e 50 por cento.

A variável montante em crédito (X_9) apresentou sinal negativo e com teste "t" indicando que os coeficientes obtidos nos diversos modelos não são estatisticamente diferentes de zero.

A variável valor gasto com defensivos e herbicidas (X_6) apresentou o teste "t" significativo aos níveis de 40 por cento e 50 por cento, porém, ao ser desagregada em valor de defensivos (X_{11}), mostrou coeficientes não estatisticamente diferentes de zero.

A inclusão da variável área cultivada (X_{10}), com o objetivo de se especular acerca do retorno à escala, mostra um retorno constante, em que pese o parâmetro (b_{10}) obtido apresentar valores negativos, porém o seu nível de significância foi de 50 por cento.

A equação VII foi escolhida para se calcular os produtos marginais e respectivos intervalos de confiança e sua comparação com a re-

QUADRO 9. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas da Função Produtividade para a Cultura de Milho, no Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
Intercepto (a)	0,5529 (-0,331)	0,7374 (-0,174)	0,7285 (-0,172)	0,9701 (-0,017)	0,7831 (-0,140)	0,7896 (-0,134)	0,8719 (-0,082)
Gerência (b1)	0,7852 ^c (1,725)	0,7232 ^d (1,620)	0,8577 ^c (1,830)	0,7849 ^d (1,705)	0,3558 (0,726)	0,3394 (0,695)	0,2884 (0,672)
Fertilidade da terra (b2)	-0,3117 (-1,151)	-0,2872 (-1,061)	-0,1862 (-0,590)	-0,1701 (-0,536)	-	-	-
Trabalho humano (b3)	0,2623 ^b (2,203)	0,2439 ^b (2,178)	0,1856 ^d (1,393)	0,1893 ^d (1,393)	0,2254 ^c (1,839)	0,2259 ^c (1,838)	0,2296 ^c (1,932)
Dias máquinas (b4)	0,2623 ^b (2,499)	0,2623 ^b (2,490)	0,2547 ^b (2,393)	0,2558 ^b (2,381)	0,2823 ^b (2,632)	0,2831 ^b (2,637)	0,2856 ^b (2,742)
Sementes (b5)	0,0965 (0,757)	0,0897 (0,705)	0,1344 (0,980)	0,1237 (0,902)	0,0881 (0,714)	0,0871 (0,706)	0,0849 (0,707)
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b6)	0,0341 (0,884)	0,0323 (0,837)	0,0287 (0,724)	0,0268 (0,672)	-	-	-
Fertilizantes (b7)	-0,0901 (-1,190)	-	-0,0937 (-1,222)	-	0,1784 (0,810)	0,1831 (0,832)	0,1908 (0,899)
Valor dos fertilizantes (b8)	-	-0,0673 (-1,099)	-	-0,0677 (-1,090)	-	-	-
Montante em crédito (b9)	-0,0039 (-0,111)	-0,0017 (-0,047)	-0,0013 (-0,036)	-0,009 (-0,536)	-0,0140 (-0,310)	-0,0086 (-0,241)	-
Área cultivada (b10)	-	-	-0,1430 (-0,794)	-0,1318 (-0,732)	-	-	-
Valor dos defensivos (b11)	-	-	-	-	0,0442 (0,609)	0,0418 (0,583)	0,0366 (0,550)
Valor dos herbicidas (b12)	-	-	-	-	-	-	-
Valor do R ²	0,5069	0,5015	0,5247	0,5167	0,5088	0,5077	0,5072
Valor do F (N = 27)	2,3127	2,2635	2,0852	2,0195	2,6638	2,6527	3,2461

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 por cento; b 5 por cento; c 10 por cento; d 20 por cento.

lação inversa de preços (PX_1/PY) consta do quadro 10.

As variáveis explicativas na equação escolhida são: gerência (X_1), trabalho humano (X_3), dias máquinas (X_4), sementes (X_5), fertilizantes (X_7) e valor dos defensivos (X_{11}). O poder explicativo da equação VII foi de 50,62 por cento e o valor do "F" com significância estatística ao nível de 1 por cento.

O valor do produto marginal da variável trabalho humano ($PMaX_3$) é inferior à relação de preços (PX_3/PY) e esta se encontra fora do intervalo de confiança do $PMaX_3$, dando indicação de que a utilização de trabalho humano deveria ser menor, para atingir o ótimo econômico.

O produto marginal de X_4 foi superior à relação de preços (PX_4/PY) e esta se encontra no intervalo de confiança para a combinação ótima deste fator.

Através da comparação entre o $PMaX_7$ e PX_7/PY , observa-se que o uso de fertilizantes está próximo da combinação ótima. Este resultado precisa ser encarado com certo cuidado, pela não significância estatística do parâmetro b_7 nos níveis desejados.

Os produtos marginais de sementes ($PMaX_5$) e defensivos ($PMaX_{11}$), quando comparados à relação de preços, estariam indicando que a utilização de X_5 deveria ser intensificada, enquanto que X_{11} estaria no intervalo de confiança da combinação ótima. Valem aqui, também, as ressalvas feitas para fertilizantes.

Da mesma forma como já havia ocorrido para o arroz em Minas Gerais, a variável gerência apresenta um produto marginal elevado, mostrando a importância de se tentar cada vez mais aprimorar a capacidade administrativa dos agricultores, através de programas educativos, quer formais ou informais.

As mesmas indicações se verificaram quando se calcularam os produtos marginais de cada fator, nas respectivas propriedades da amostra.

4.2.2 - São Paulo

Foram testados oito modelos e os coeficientes de determinação variaram de 0,4966 a 0,5020. O teste "F" significativo em todos os casos ao nível de 1 por cento (quadro 11).

A variável trabalho humano (X_3), ao contrário do caso anterior, mostrou-se com o seu parâmetro (b_3) não estatisticamente diferente de zero aos níveis desejados.

A variável dias máquinas (X_4) apresentou-se com o seu coefi-

QUADRO 10. - Produto Marginal e Intervalo de Confiança. Relação entre Preço do Fator e do Produto para a Equação Seleccionada para Milho, Estado de Minas Gerais, Ano Agrícola 1977/78

Item	Variável	$PMa_{X_i}^{(1)}$	Intervalo de Confiança para $PMa_{X_i}^{(2)}$	$PX_i/PY^{(3)}$
Gerência	X_1	0,3950	- 0,834 a 1,624	-
Trabalho humano	X_3	0,0103	- 0,001 a 0,022	0,6607
Dias máquinas	X_4	16,4554	3,350 a 29,561	3,5536
Sementes	X_5	0,2105	- 0,041 a 0,0834	0,0089
Fertilizantes	X_7	0,0835	- 0,111 a 0,278	0,0768
Valor dos defensivos	X_{11}	0,5798	- 1,626 a 2,785	0,0089

(1) Os produtos marginais (PMa_{X_i}) foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra.

(2) Intervalo de confiança a 5 por cento de probabilidade.

(3) Preço do produtos (PY) e preço dos fatores (PX_i).

QUADRO 11. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas da Função Produtividade para a Cultura de Milho, no Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
Intercepto (a)	3,481 ^d (1,504)	3,1177 ^d (1,287)	2,007 (0,746)	1,6969 (0,527)	3,3380 ^d (1,553)	3,6793 ^d (1,608)	3,8914 ^c (1,708)
Gerência (b1)	0,2975 ^b (2,479)	0,2976 ^b (2,480)	0,2680 ^b (2,203)	0,2687 ^b (2,209)	0,2739 ^b (2,299)	0,2745 ^b (2,305)	0,2739 ^b (2,315)
Fertilidade da terra (b2)	-0,0256 (-0,252)	-0,0251 (-0,246)	-0,0342 (-0,337)	-0,0338 (-0,333)	—	—	—
Trabalho humano (b3)	0,0239 (0,442)	0,0216 (0,400)	0,0543 (0,924)	0,0498 (0,855)	0,0278 (0,529)	0,0271 (0,515)	0,0282 (0,541)
Dias máquinas (b4)	0,0746 ^d (1,382)	0,0758 ^d (1,405)	0,0754 ^d (1,403)	0,0775 ^d (1,443)	0,0754 ^d (1,421)	0,0749 ^d (1,412)	0,0744 ^d (1,412)
Sementes (b5)	0,3380 ^a (4,067)	0,3415 ^a (4,137)	0,3483 ^a (4,192)	0,3545 ^a (4,282)	0,3327 ^a (4,072)	0,3329 ^a (4,087)	0,3264 ^a (4,098)
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b6)	0,0175 ^d (1,382)	0,0179 ^d (1,419)	0,0167 ^d (1,323)	0,0174 ^d (1,387)	—	—	—
Fertilizantes (b7)	0,548 (0,778)	—	0,0976 (1,255)	—	0,0564 (0,833)	0,0542 (0,802)	0,0549 (0,818)
Valor dos fertilizantes (b8)	—	0,0527 (0,791)	—	0,0911 (1,248)	—	—	—
Montante em crédito (b9)	0,0078 (0,665)	0,0077 (0,661)	0,0047 (0,399)	0,0047 (0,399)	0,0058 (0,400)	0,0050 (0,444)	—
Área cultivada (b10)	—	—	0,0593 (1,273)	0,0582 (1,257)	—	—	—
Valor dos defensivos (b11)	—	—	—	—	0,0333 ^c (1,680)	0,0333 ^c (1,688)	0,0350 ^c (1,815)
Valor dos herbicidas (b12)	—	—	—	—	—	—	—
Valor do R ²	0,4966	0,4968	0,5098	0,5097	0,5032	0,5035	0,5020
Valor do F (N = 70)	7,5221	7,5274	6,9342	6,9304	8,9726	8,9835	10,5826

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 por cento; b 5 por cento; c 10 por cento; d 20 por cento.

ciente (b_4) estatisticamente diferente de zero ao nível de 20 por cento em todos os casos.

As variáveis gerência (X_1), sementes (X_5) apresentaram seus parâmetros com significância estatística ao nível de 5 por cento e 1 por cento, respectivamente.

A variável valor gasto com defensivos e herbicidas (X_6) teve seu parâmetro significativo ao nível de 20 por cento. A significância estatística atingiu o nível de 10 por cento, ao se considerar somente defensivos (X_{11}).

A variável fertilizantes (X_7) apresentou-se com o seu coeficiente (b_7) estatisticamente significativo aos níveis de 40 por cento e 50 por cento. Para a variável montante de crédito (X_9), os níveis estariam entre 50 por cento e 70 por cento.

O parâmetro da variável área cultivada indica um retorno constante à escala.

A equação VII serviu para calcular os produtos marginais ($PMaX_i$) e respectivos intervalos de confiança e sua comparação com a relação de preço consta do quadro 12.

O poder explicativo da equação VII foi de 50,20 por cento e o valor do "F" apresentou significância estatística de 1 por cento.

As variáveis explicativas na equação VII são: gerência (X_1), trabalho humano (X_3), dias máquinas (X_4), sementes (X_5), fertilizantes (X_7) e valor dos defensivos (X_{11}).

Quando se compara o produto marginal da variável trabalho humano ($PMaX_3$) com a relação de preços (PX_3/PY), constata-se que o uso deste fator está fora do intervalo de confiança para o $PMaX_3$, indicando que o emprego deste fator está além do ponto de ótimo econômico; conseqüentemente, em termos de valores médios para amostra, a quantidade de trabalho humano deveria ser reduzida. Para fertilizantes (X_7), o uso estaria na faixa ótima, porém, vale ressaltar que o teste "t", para os parâmetros de ambas variáveis (X_3 e X_7), não foi significativo ao nível de pelo menos 20 por cento e por isso se faz necessária certa cautela nestas indicações.

As variáveis dias máquinas (X_4), sementes (X_5) e valor de defensivos (X_{11}) apresentaram-se com seus produtos marginais superiores às respectivas relações de preços e os testes "t" dos parâmetros atingiram significância estatística em níveis que variaram entre 1 por cento e 20 por cento. No caso de X_4 , a relação de preço encontra-se no intervalo de confiança da combinação ótima, o que estaria indicando um uso ótimo deste insumo. O mesmo estaria ocorrendo para defensivos (X_{11}).

QUADRO 12. - Produto Marginal e Intervalo de Confiança, Relação entre Preço do Fator e do Produto para a Equação Seleccionada para Milho, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Variável	$PMa_{X_i}^{(1)}$	Intervalo de confiança para $PMa_{X_i}^{(2)}$	$PX_i/PY^{(3)}$
Gerência	X_1	0,6619	0,087 a 1,236	-
Trabalho humano	X_3	0,0034	- 0,009 a 0,016	0,6610
Dias máquinas	X_4	4,363	1,825 a 10,5514	3,9012
Sementes	X_5	0,1668	0,084 a 0,250	0,0085
Fertilizantes	X_7	0,0312	- 0,045 a 0,107	0,0749
Valor dos defensivos	X_{11}	0,7561	- 0,079 a 1,591	0,0085

(1) Os produtos marginais (PMa_{X_i}) foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra.

(2) Intervalo de confiança a 5 por cento de probabilidade.

(3) Preço do produtos (PY) e preço dos fatores (PX_i).

No caso de sementes (X_5), a relação de preços encontra-se aquém do intervalo de confiança da combinação ótima, o que estaria indicando que o uso deste insumo deveria ser intensificado.

Por sua vez, o produto marginal para a variável gerência (X_1) apresentou valor alto comparativamente aos demais.

4.3 - Soja

O número de observações para esta cultura foi de 54 no Rio Grande do Sul e de 64 em São Paulo.

Nos questionários de São Paulo, a área cultivada foi medida em alqueires e no Rio Grande do Sul em hectare. Os valores médios da amostra, assim como as médias por unidade de área, encontram-se no quadro 13.

A produtividade de soja em São Paulo (36,0sc./ha) foi levemente superior à do Rio Grande do Sul (31,7sc./ha).

O consumo de fertilizantes (NPK) em São Paulo alcançou 96,4kg/ha, enquanto que para o Rio Grande do Sul foi de 109,5. A proporção entre os nutrientes individuais mostrou a relação de 1:10,8:4,1, em São Paulo, e no Rio Grande do Sul, de 1:7,2:12,4. Os gastos em fertilizantes por área equivalem-se e mostram um preço superior por quilograma de fertilizantes (NPK) pago pelos agricultores de São Paulo.

4.3.1 - São Paulo

Foram testados sete modelos e os coeficientes de determinação variaram de 0,1823 a 0,2135; o teste "F" foi significativo, ao nível de 5 por cento, nos modelos V, VI e VII (quadro 14).

A variável sementes (X_5) apresentou-se com o coeficiente (b_5) estatisticamente diferente de zero ao nível de 20 por cento nas equações ajustadas.

A variável valor gasto com defensivos e herbicidas (X_6) mostrou-se com o coeficiente (b_6) estatisticamente diferente de zero ao nível de 10 por cento, nos modelos I a IV. Ao se desagregar a variável X_6 em defensivos (X_{11}) e herbicidas (X_{12}), o teste "t" mostrou um nível de significância estatística, para os parâmetros b_{11} e b_{12} , da ordem de 20 por cento e 1 por cento, respectivamente.

Nos modelos V, VI e VII, os níveis de significância estatística para o parâmetro da variável trabalho humano variaram de 1 por cento a 10 por cento.

QUADRO 13. - Valores da Amostra e Média por Área para a Cultura de Soja, nos Estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, Ano Agrícola 1977/78

Item	Unidade	Média da amostra		Média por área	
		São Paulo	Rio Grande do Sul	São Paulo	Rio Grande do Sul
Área	(¹)	89,8	201,9	—	—
Mão-de-obra	Cr\$	57.784,4	30.589,9	643,5	151,5
Dias máquinas	día	193,5	121,7	2,2	0,6
Sementes	Cr\$	1.489.949,0	81.015,4	1.658,8	401,3
Herbicidas	Cr\$	43.460,8	6.376,9	484,0	315,8
Defensivos	Cr\$	57.129,5	31.695,5	636,2	157,0
Nitrogênio	kg	1.308,2	1.781,1	14,6	8,8
Fósforo	kg	14.221,2	12.734,5	158,4	63,1
Potássio	kg	5.409,0	7.597,2	60,2	37,6
Fertilizantes, NPK	kg	20.938,4	22.112,8	233,2	109,5
Valor dos fertilizantes	Cr\$	165.463,0	157.356,0	1.842,6	779,4
Crédito	Cr\$	511.449,0	372.213,0	5.695,4	1.843,6
Gerência	(²)	67,8	68,4	—	—
Fertilidade	(³)	0,5	0,9	—	—
Produção esperada	sc	7.820,8	6.402,2	87,1	31,7
Observações	Nº	64	54	64	54

(¹) Em São Paulo expressa em alqueire e para o Rio Grande do Sul em hectare.

(²) Esta variável foi medida em uma escala de 1 a 100.

(³) A variável binária fertilidade assumiu os valores 1 e 0, conforme o solo fosse de boa fertilidade ou não.

QUADRO 14. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas de Função Produtividade para a Cultura de Soja, no Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
Intercepto (a)	3,7716 (0,658)	4,8009 (0,792)	4,3440 (0,716)	5,4108 (0,840)	10,0775 (1,212)	4,7924 (0,967)	3,3593 (0,810)
Gerência (b1)	-0,1083 (-0,643)	-0,1109 (-0,664)	-0,1446 (-0,778)	-0,1475 (-0,805)	-0,1764 (-1,058)	—	—
Fertilidade da terra (b2)	-0,0089 (-0,104)	-0,0023 (-0,027)	-0,0163 (-0,186)	-0,0100 (-0,113)	—	—	—
Trabalho humano (b3)	0,0625 (1,131)	0,0649 (1,171)	0,0649 (1,162)	0,0675 (1,205)	0,0924 ^c (1,677)	0,1118 ^a (2,156)	0,1075 ^b (2,106)
Dias máquinas (b4)	0,0037 (-0,063)	-0,0036 (-0,062)	0,0027 (0,045)	0,0031 (0,051)	0,0003 (0,005)	0,0066 (0,117)	0,0046 (0,082)
Sementes (b5)	0,3087 ^d (1,388)	0,3109 ^d (1,403)	0,3022 ^d (1,346)	0,3053 ^d (1,367)	0,2936 ^d (1,424)	0,2690 ^d (1,327)	0,2798 ^d (1,394)
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b6)	0,1271 ^b (2,563)	0,1251 ^b (2,528)	0,1212 ^b (2,356)	0,1190 ^b (2,314)	—	—	—
Fertilizantes (b7)	0,0028 (0,034)	—	-0,0025 (-0,030)	—	-0,0165 (-0,208)	—	—
Valor dos fertilizantes (b8)	—	-0,0341 (-0,451)	—	-0,0362 (-0,474)	—	-0,0408 (-0,589)	—
Montante em crédito (b9)	0,0049 (0,354)	0,0070 (0,497)	0,0050 (0,352)	0,0069 (0,485)	—	—	—
Área cultivada (b10)	—	—	0,0266 (0,478)	0,0278 (0,504)	—	—	—
Valor dos defensivos (b11)	—	—	—	—	—	0,0484 ^d (1,447)	0,0497 ^d (1,494)
Valor dos herbicidas (b12)	—	—	—	—	0,0474 ^a (3,001)	0,0434 ^a (2,874)	0,0424 ^a (2,840)
Valor do R ²	0,1823	0,1853	0,1858	0,1892	0,1941	0,2135	0,2087
Valor do F (N = 64)	1,5331	1,5640	1,3691	1,3997	2,2885	2,5786	3,0594

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 por cento; b 5 por cento; c 10 por cento; d 20 por cento.

Através do teste, as demais variáveis, isto é, dias máquinas (X_4), fertilizantes (X_7), valor dos fertilizantes (X_8), fertilidade da terra (X_2) e gerência (X_1), mostraram-se não estatisticamente diferentes de zero.

Da mesma forma, o teste "t" mostrou-se não significativo para a variável área cultivada (X_{10}), dando a indicação de retornos constantes à escala.

A equação VII serviu para o cálculo dos produtos marginais (PMa_{X_i}) e respectivo intervalo de confiança e sua comparação com a relação de preço consta do quadro 15.

O poder explicativo da equação foi de 20,87 por cento e o teste "F" obteve significância estatística ao nível de 1 por cento.

As variáveis explicativas na equação VII são trabalho humano (X_3), dias máquinas (X_4), sementes (X_5), valor dos defensivos (X_{11}) e valor dos herbicidas (X_{12}).

O produto marginal para trabalho humano (PMa_{X_3}) é menor que a relação de preços (PX_3/PY); esta relação encontra-se fora do intervalo de confiança da combinação ótima para os valores médios da amostra e estaria indicando que o uso deste fator deveria ser diminuído. Tal indicação também foi verificada quando se calculou o produto marginal de X_3 em cada propriedade, pois apenas um agricultor estaria com seu uso no intervalo de confiança da combinação ótima.

Para sementes (X_5), o produto marginal para os valores médios da amostra mostrou-se superior à relação de preços (PX_5/PY), porém, esta se encontra no intervalo de confiança da combinação ótima, o que indicaria um uso ótimo deste fator. Ao se calcular o produto marginal de X_5 em cada propriedade, obteve-se a mesma indicação. Semelhante indicação também poderia ser feita para dias máquinas (X_4), contudo, é preciso certa cautela face à não significância estatística do parâmetro b_4 .

O produto marginal obtido para valor dos herbicidas, ao nível de propriedade, mostrou que 41 delas estariam com o uso no intervalo de confiança da combinação ótima, 21 precisariam aumentar seu uso e apenas 2 propriedades deveriam diminuir o uso de herbicidas.

Para a variável defensivos (X_{11}), a relação de preços (PX_{11}/PY) encontrava-se no intervalo de confiança da combinação ótima na maioria das propriedades, enquanto uma propriedade deveria aumentar seu uso e duas delas deveriam diminuir seu uso.

QUADRO 15. - Produto Marginal e Intervalo de Confiança, Relação entre Preço do Fator e do Produto para a Equação Seleccionada para Soja, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Variável	$PMa_{X_i}^{(1)}$	Intervalo de confiança para $PMa_{X_i}^{(2)}$	$PX_i/PY^{(3)}$
Trabalho humano	X_3	0,0161	0,001 a 0,031	0,3366
Dias máquinas	X_4	0,1788	-4,176 a 4,533	2,2454
Sementes	X_5	0,0151	-0,007 a 0,037	0,0049
Valor dos defensivos	X_{11}	0,0103	-0,003 a 0,024	0,0049
Valor dos herbicidas	X_{12}	0,0544	0,016 a 0,093	0,0049

(¹) Os produtos marginais (PMa_{X_i}) foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra.

(²) Intervalo de confiança a 5 por cento de probabilidade.

(³) Preço do produtos (PY) e preço dos fatores (PX_i).

4.3.2 - Rio Grande do Sul

Foram testados sete modelos e os coeficientes de determinação variaram de 0,2298 a 0,3934; o teste "F" foi significativo ao nível de 5 por cento, nos modelos II e do IV a VII (quadro 16).

A variável sementes (X_5) apresentou-se com o teste "t" parâmetro b_5 significativo, aos níveis de 1 por cento a 20 por cento, entre os modelos testados. Da mesma forma, o parâmetro da variável valor de fertilizantes (b_8) apresentou-se estatisticamente diferente de zero entre os níveis de significância de 1 por cento e 5 por cento.

Os parâmetros das variáveis fertilidade da terra (X_2), valor gasto com defensivos e herbicidas (X_6) montante de crédito (X_9) não se apresentaram estatisticamente significativos aos níveis desejados.

O sinal de parâmetro da variável gerência (b_1) mostrou-se com sinal contrário ao esperado, na maioria dos modelos.

O parâmetro da variável trabalho humano mostrou-se significativo apenas no modelo em que se incluiu a variável área cultivada.

Os parâmetros das variáveis dias máquinas (X_4) e valor dos herbicidas (X_{12}) apresentaram-se significativos nos níveis de 40 por cento e 20 por cento.

Através do teste "t" do parâmetro da variável área cultivada, aceitar-se-ia a hipótese de retornos crescentes à escala.

A equação VII serviu para o cálculo dos produtos marginais (PM_{ax_j}) e respectivo intervalo de confiança e sua comparação com a relação de preço consta do quadro 17.

O poder explicativo da equação foi de 34,27 por cento e o teste "F" com significância estatística ao nível de 1 por cento.

As variáveis explicativas na equação VII são: trabalho humano (X_3), dias máquinas (X_4), sementes (X_5), valor dos fertilizantes (X_8) e valor dos herbicidas (X_{12}).

A relação de preços (PX_5/PY) encontra-se no intervalo de confiança da combinação ótima, para os valores médios da amostra; assim sendo, o nível atual de uso deste insumo deveria ser mantido. Quando se calculou o produto marginal de X_5 em cada propriedade, obteve-se o mesmo resultado.

Para o valor de fertilidade (X_8), o cálculo do intervalo de confiança da combinação ótima mostrou que o nível de uso de fertilizantes deveria ser mantido na maioria das propriedades e apenas três deveriam aumentar o seu uso.

Com um certo cuidado, devido à não significância estatística, o intervalo de confiança do produto marginal de mão-de-obra (X_3) e dias máquinas (X_4), quando comparado com as respectivas relações de

QUADRO 16. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas da Função Produtividade para a Cultura de Soja, no Estado do Rio Grande do Sul, Ano Agrícola 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
Intercepto (a)	2,2074 (0,897)	1,1458 (0,129)	4,1587 (1,243)	2,1449 (0,710)	3,7984 (1,200)	1,36903 (0,297)	1,3407 (0,281)
Gerência (b1)	-0,0008 (-0,007)	-0,0977 (-0,808)	-0,1292 (-0,934)	-0,2097 ^d (-1,608)	0,0082 (0,072)	—	—
Fertilidade da terra (b2)	-0,0282 (-0,237)	-0,0129 (-0,119)	-0,0058 (-0,050)	0,0054 (0,051)	—	—	—
Trabalho humano (b3)	0,0017 (0,044)	0,0309 (0,842)	0,0365 (0,879)	0,0609 ^d (1,572)	-0,0024 (-0,002)	-0,0268 (0,748)	0,0278 (0,788)
Dias máquinas (b4)	0,0566 (0,921)	0,0541 (0,953)	0,0706 (1,177)	0,0673 (1,213)	0,0709 ^d (1,351)	0,0632 (1,243)	0,0589 (1,240)
Sementes (b5)	0,3635 ^a (2,195)	0,2933 ^c (1,893)	0,2583 ^d (1,528)	0,2010 ^d (1,277)	0,2860 ^c (1,716)	0,2583 ^d (1,641)	0,2582 ^d (1,656)
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b6)	0,0128 (0,375)	0,0071 (0,227)	0,0080 (0,243)	0,0034 (0,113)	—	—	—
Fertilizantes (b7)	0,0833 (0,727)	—	0,0891 (0,802)	—	0,0584 (0,553)	—	—
Valor dos fertilizantes (b8)	—	0,2677 ^a (2,858)	—	0,2579 ^a (2,835)	—	0,2149 ^b (2,489)	0,2139 ^b (2,504)
Montante em crédito (b9)	0,0047 (0,325)	0,0039 (0,291)	0,0023 (0,162)	0,0018 (0,139)	—	—	—
Área cultivada (b10)	—	—	0,0754 (1,982)	0,0691 (1,959)	—	—	—
Valor dos defensivos (b11)	—	—	—	—	—	-0,0046 (-0,257)	—
Valor dos herbicidas (b12)	—	—	—	—	0,0236 ^d (1,582)	0,0139 (0,971)	0,0142 (1,004)
Valor do R ²	0,2298	0,3405	0,2930	0,3934	0,2629	0,3436	0,3427
Valor do F (N = 54)	1,6789	2,9044	2,0261	3,1712	2,7941	4,1004	5,0046

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 por cento; b 5 por cento; c 10 por cento; d 20 por cento.

QUADRO 17. - Produto Marginal e Intervalo de Confiança, Relação entre Preço do Fator e do Produto para Equação Seleccionada para Soja, no Estado do Rio Grande do Sul, Ano Agrícola 1977/78

Item	Variável	$PMa_{X_i}^{(1)}$	Intervalo de confiança para $PMa_{X_i}^{(2)}$	$PX_i/PY^{(3)}$
Trabalho humano	X_3	0,0057	-0,009 a 0,020	0,3750
Dias máquinas	X_4	3,1063	-1,931 a 8,144	1,6215
Sementes	X_5	0,0200	-0,004 a 0,044	0,0048
Valor dos fertilizantes	X_8	0,0096	0,002 a 0,017	0,0048
Valor dos herbicidas	X_{12}	0,0044	-0,004 a 0,013	0,0048

(¹) Os produtos marginais (PMa_{X_i}) foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra.

(²) Intervalo de confiança a 5% de probabilidade.

(³) Preço do produto (PY) e preço dos fatores (PX_i).

preços, estaria indicando um uso adequado para dias máquinas e um uso excessivo para trabalho humano.

Com relação ao valor de herbicida (X_{12}), cerca de 28 propriedades estariam com o seu uso no intervalo de confiança da combinação ótima e 26 deveriam diminuir o uso de herbicidas.

4.4 - Trigo

Os modelos testados para esta cultura, no Rio Grande do Sul, apresentaram-se com o teste "F" não significativo e com um poder explicativo muito baixo (quadro 18).

Os testes "t" para os parâmetros das variáveis explicativas não se apresentaram estatisticamente diferentes de zero, aos níveis desejados. Porém, entre os níveis de 50 e 20 por cento, os testes "t" dos parâmetros das variáveis trabalho humano (X_3), dias máquinas (X_4) e sementes seriam significativos. Os valores médios da amostra constam no quadro 19.

4.5 - Algodão

Os modelos testados para esta cultura, no Estado de São Paulo, apresentaram-se com o teste "F" não significativo, e os coeficientes de determinação (R^2) variaram de 0,1864 a 0,2805 (quadro 20).

O teste "t" para os parâmetros das variáveis trabalho humano (b_3) e valor gasto com defensivos e herbicidas (b_6) mostrou-se estatisticamente significativo aos níveis de 5 por cento e 20 por cento, respectivamente. Os demais parâmetros não atingiram níveis desejados exceto da variável área cultivada, que estaria indicando retornos decrescentes à escala.

5 - CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Uma mesma especificação das relações estruturais entre as produtividades e os fatores de produção não foi possível nos casos analisados. Esta conclusão é consistente com o que se esperava ao se escolher culturas e áreas de tecnologias distintas. Assim, os fatores de produção assumiram importância diferenciada conforme o caso analisado.

No que se refere aos fertilizantes, os dados obtidos na amostra evidenciaram que o fósforo foi o elemento mais consumido, enquanto que o nitrogênio foi o menos consumido.

Sabe-se muito pouco sobre os níveis desejáveis de adubação pa-

QUADRO 18. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas da Função Produtividade para a Cultura de Trigo, no Estado do Rio Grande do Sul, Ano Agrícola 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
Intercepto (a)	7,004 (0,698)	3,940 (0,483)	4,9828 (0,533)	2,7300 (0,326)	2,2691 (0,332)	2,6484 (0,425)	11,4670 (1,245)
Gerência (b1)	0,1608 (0,792)	0,1873 (0,908)	0,2028 (0,837)	0,2301 (0,938)	0,2049 (1,045)	0,2044 (1,068)	--
Fertilidade da terra (b2)	-0,1147 (-0,708)	-0,1057 (-0,642)	-0,1058 (-0,635)	-0,0964 (-0,569)	--	--	--
Trebalho humano (b3)	0,0600 (0,913)	0,0653 (0,972)	0,0488 (0,850)	0,0534 (0,694)	0,0603 (0,936)	0,0571 (0,932)	0,0356 (0,587)
Dias máquinas (b4)	0,1163 ^d (1,350)	0,1136 (1,285)	0,1108 (1,244)	0,1076 (1,176)	0,1053 (1,243)	0,1075 ^d (1,302)	0,1113 (1,309)
Sementes (b5)	0,2743 (0,975)	0,3096 (1,088)	0,3108 (1,014)	0,3478 (1,119)	0,3021 (1,084)	0,2859 (1,094)	0,2167 (0,834)
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b6)	0,0030 (0,125)	0,0068 (0,284)	0,0036 (0,146)	0,0073 (0,299)	--	--	--
Fertilizantes (b7)	-0,1724 (-1,272)	--	-0,1692 (-1,225)	--	-0,1526 (-1,161)	-0,1540 (-1,192)	-0,1684 (-1,272)
Valor dos fertilizantes (b8)	--	-0,1025 (-0,755)	--	-0,0977 (-0,704)	--	--	--
Montante em crédito (b9)	-0,0679 (-0,531)	-0,0632 (-0,485)	-0,0587 (-0,441)	-0,0537 (-0,398)	--	--	--
Área cultivada (b10)	--	--	-0,0254 (-0,330)	-0,0264 (-0,336)	--	--	--
Valor dos defensivos (b11)	--	--	--	--	0,0064 (0,190)	--	0,0044 (0,134)
Valor do R ²	0,1645	0,1349	0,1677	0,1383	0,1324	0,1313	0,1100
Valor do F (N = 38)	0,7135	0,5650	0,6268	0,4994	0,7881	0,9677	0,7913

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 por cento; b 5 por cento; c 10 por cento; d 20 por cento.

QUADRO 19. - Valores Médios e Média por Área Cultivada para a Cultura de Trigo no Rio Grande do Sul e para a Cultura do Algodão em São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Unidade	Média da amostra		Média por área	
		Rio Grande do Sul	São Paulo	Rio Grande do Sul	São Paulo
Área	(¹)	100,8	42,2	—	—
Mão-de-obra	Cr\$	11.167,8	318.368,0	110,8	7.544,3
Dias máquinas	dia	47,9	145,1	0,5	3,4
Sementes	Cr\$	51.201,8	324.442	508,0	768,8
Herbicidas	Cr\$	2.732,0	31.519,2	27,1	746,9
Defensivos	Cr\$	28.843,6	148.279,0	286,1	3.513,7
Nitrogênio	kg	3.010,4	8.571,4	29,9	203,1
Fósforo	kg	8.812,9	9.576,6	87,4	203,2
Potássio	kg	3.892,4	7.983,3	38,6	189,2
Fertilizantes, NPK	kg	15.452,5	25.131,3	153,3	595,5
Valor dos fertilizantes	Cr\$	100.804,0	161.672,0	1.000,0	3.833,2
Crédito	Cr\$	212.098,0	579.945,0	2.104,1	13.742,8
Gerência	(³)	66,5	57,3	—	—
Fertilidade	(⁴)	0,9	0,7	—	—
Produção esperada	(²)	2.212,9	12.790,5	22,0	303,1
Observações	Nº	38	39	38	39

(¹) Em São Paulo expressa em alqueire e para o Rio Grande do Sul, em hectare.

(²) Em São Paulo expressa em arroba e no Rio Grande do Sul, em sacos.

(³) Assumiu os valores em uma escala de 1 a 100.

(⁴) Assumiu os valores 1 ou 0, conforme o solo fosse de boa fertilidade ou não.

QUADRO 20. - Modelos Alternativos Testados nas Estimativas da Função Produtividade para a Cultura de Algodão, no Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1977/78

Item	Modelo e coeficiente de regressão (teste "t" entre parênteses)					
	I	II	III	IV	V	VI
Intercepto (a)	32,720 ^c (1,907)	20,436 ^d (1,430)	43,267 ^b (2,130)	25,731 ^d (1,604)	46,0702 ^b (2,344)	33,3278 ^b (2,620)
Gerência (b1)	-0,0428 (-0,237)	-0,0689 (-0,329)	0,0989 (0,519)	0,0877 (0,460)	-0,0653 (-0,425)	—
Fertilidade da terra (b2)	0,0021 (0,511)	0,0025 (0,614)	0,0034 (0,845)	0,0037 (0,921)	—	—
Trabalho humano (b3)	0,1701 ^b (2,076)	0,1761 ^b (2,139)	0,1043 (1,200)	0,1096 (1,254)	0,1726 ^b (2,168)	0,1779 ^b (2,342)
Dias máquinas (b4)	0,0197 (0,289)	0,0282 (0,384)	0,0068 (0,103)	0,0111 (0,169)	0,0219 (0,331)	0,0221 (0,347)
Sementes (b5)	-0,0112 (-0,108)	0,0009 (0,008)	-0,0057 (-0,057)	0,0042 (0,041)	-0,0229 (-0,230)	—
Valor gasto com defensivos e herbicidas (b6)	0,0545 (0,738)	0,0529 (0,780)	0,0961 ^d (1,363)	0,0965 ^d (1,386)	—	—
Fertilizantes (b7)	0,1063 (0,509)	—	0,0545 (0,268)	—	0,0971 (0,494)	—
Valor dos fertilizantes (b8)	—	0,1286 (0,882)	—	0,0969 (0,531)	—	—
Montante em crédito (b9)	-0,0122 (-0,266)	-0,0101 (-0,241)	0,0007 (0,018)	-0,0006 (-0,014)	-0,0032 (-0,093)	—
Área cultivada (b10)	—	—	-0,1292 ^d (-1,804)	-0,1283 ^d (-1,808)	—	—
Valor dos defensivos (b11)	—	—	—	—	0,0320 (0,874)	0,0213 (0,170)
Valor dos herbicidas (b12)	—	—	—	—	—	0,0055 (0,057)
Valor do R ²	0,1908	0,1965	0,2751	0,2805	0,1937	0,1864
Valor do F (N = 38)	0,8549	0,8864	1,1807	1,2128	1,0641	1,5125

Obs.: - Significativo ao nível de: a 1 percento; b 5 percento; c 10 percento; d 20 percento.

ra as culturas nas respectivas áreas dos estudos. O nível de adubação usado nas propriedades da amostra está acima dos mínimos recomendados pela Associação Nacional de Difusão do Adubo (ANDA) para o Estado de São Paulo.

Contudo, na maioria das propriedades analisadas, verificou-se que o uso de fertilizantes encontrava-se no intervalo de confiança da combinação ótima. Em poucos casos, os agricultores deveriam reduzir a quantidade usada de fertilizantes para maximização de lucros.

Estes resultados foram possíveis graças ao procedimento econométrico adotado, que apresenta as seguintes vantagens, comparativamente aos demais trabalhos já apresentados: não se preocupar somente com a produtividade marginal calculada a partir dos valores médios da amostra, pois não existe uma propriedade que apresente os valores médios obtidos na amostra; e não comparar a produtividade marginal do fator com a relação inversa de preços, pois isto não garante o conhecimento da situação em que se encontra particularmente uma propriedade no que se refere à lucratividade do fator, mas verificar o intervalo de confiança da combinação ótima do uso do fator tanto no tocante aos valores da amostra, como de cada propriedade individual.

As estimativas dos parâmetros para o "efeito gerência" foram positivas e o nível de significância estatística foi de 10 por cento e 20 por cento, variando entre 20 por cento e 50 por cento, exceto na soja (SP e RS) e algodão (SP). Mesmo a falta de indicações mais fortes não permite rejeitar a hipótese de que a educação formal e informal é importante para explicar as diferenças entre a produtividade. Embora não o confirme taxativamente, sugerem alguma coerência com a teoria de capital humano.

Por sua vez, no processo de desenvolvimento econômico, a redução da população rural é fenômeno incontestável, e a melhoria do nível educacional é de suma importância para acelerar a migração e qualificar a mão-de-obra para a vida urbana.

A produtividade marginal para a variável gerência mostrou-se positiva e elevada na maioria dos casos analisados.

Entretanto, seria desejável efetuar uma análise mais detalhada dos diferentes itens utilizados na construção do índice da variável gerência acerca dos itens que mais estariam discriminando a capacidade administrativa dos agricultores. Ou seja, identificar os elementos que mais diferenciam os agricultores das respectivas culturas, na região.

A variável fertilidade da terra não apresentou resultado conclusivo e, à primeira vista, na amostra obtida, parece não afetar a produtividade. Porém, é preciso levar em consideração que esta variável foi u-

tilizada assumindo apenas dois valores (variável "dummy"), caso a terra fosse de primeira (melhor fertilidade) ou de segunda. Esta classificação foi fornecida pelo próprio agricultor e é evidente que a conotação terra de primeira estaria englobando solos diferentes, quer quanto ao tipo, quer à fertilidade. Este fato fez com que os resultados obtidos fossem duvidosos para a variável fertilidade da terra.

Com relação à variável trabalho humano, observou-se um efeito positivo na produtividade. A significância estatística do teste "t" esteve entre os níveis de 1 por cento e 20 por cento de probabilidade, exceto para milho (SP) e arroz (SP).

A utilização de trabalho humano mostrou-se excessiva quando comparada com aquela que seria a combinação ótima para efeito de maximização de lucro.

A relação de preços encontra-se além do intervalo de confiança combinação ótima e é maior que a produtividade marginal para este fator; portanto, o uso de trabalho humano deveria sofrer um decréscimo.

A variável dias máquina foi medida através do número de dias utilizado de trator no ano agrícola. O seu efeito na produtividade mostrou-se positivo, porém, o nível de significância não foi aquele desejado. A produtividade marginal obtida foi a mais elevada entre todos os fatores utilizados, cabendo ressaltar, no entanto, que o intervalo de confiança obtido para a combinação ótima foi muito amplo e que a relação inversa de preço encontra-se sempre neste intervalo.

A variável semente mostrou-se com efeito positivo, indicando afetar a produtividade. Os níveis de significância variaram entre 1 por cento e 20 por cento exceto para arroz e algodão. Contudo, não se testaram as diferenças que existem entre as variedades de sementes.

Com relação aos insumos defensivos e herbicidas, os resultados mostraram efeito positivo para o uso de defensivos, na cultura de milho (SP) e soja (SP); nas demais culturas efeito nulo; e para o uso de herbicida, efeito positivo apenas na produtividade da cultura de soja (SP e RS).

Os resultados obtidos para a variável montante de crédito mostraram-se não estatisticamente diferentes de zero. Estas evidências parecem indicar que o crédito concedido aos agricultores, nas condições atuais, tem pouco impacto na produtividade das culturas.

Para a cultura de arroz, no Estado de Minas Gerais, a produtividade tende a variar, principalmente, com uso de fertilizantes, trabalho humano e com o nível de "gerência". Caso ocorresse um aumento de 10 por cento no uso destes fatores, poder-se-ia esperar que a produtivi-

dade variasse 3,50 por cento, devido ao uso de fertilizantes, e 1,90 por cento por causa da mão-de-obra.

Para a cultura de milho, no Estado de Minas Gerais, caso o uso dos fatores aumentasse 10 por cento, a produtividade estaria variando em 2,86 por cento, devido ao uso de dias máquina, e 2,30 por cento devido ao trabalho humano.

Para a cultura de milho no Estado de São Paulo, caso ocorresse um aumento de 10 por cento no uso de sementes, constatar-se-ia variação de 3,26 por cento na produtividade. Para os demais insumos, a produtividade apresentaria variações inferiores a 0,50 por cento.

Para cultura de soja, no Estado de São Paulo, um aumento de 10 por cento no uso dos fatores implicaria variações na produtividade da ordem de 2,80 por cento, em virtude do uso de sementes; 1,07 por cento devido ao trabalho humano; e inferiores a 0,5 por cento, devido aos demais fatores. No Estado do Rio Grande do Sul, para a cultura de soja, um aumento de 10 por cento no uso dos fatores implicaria variações na produtividade da ordem de 2,14 por cento, em função dos fertilizantes, e de 2,58 por cento devido ao uso de sementes. Os outros fatores estariam aumentando a produtividade com valores inferiores a 0,50 por cento.

Comparativamente a outros países, a produtividade agrícola no Brasil está situada em níveis inferiores. Na ausência de efeitos favoráveis a fertilizantes e sementes, a produtividade tende a variar muito pouco com a intensidade de uso dos outros insumos. Cumpre destacar que a produção total tende a variar, em grande parte, apenas com a área total cultivada.

As indicações desses resultados são importantes para a política agrícola. A concessão de empréstimos agrícolas, a juros negativos, em vez de aumentar a produtividade, estaria liberando recursos para outros fins.

Os gastos dos agricultores com fertilizantes, defensivos, herbicidas representariam uma perda de recursos quando o preço do insumo fosse superior ao valor do produto marginal. A essas perdas, por parte dos agricultores, precisariam ser acrescidos os subsídios que esses insumos recebem.

Ao se observar o desempenho do insumo semente, verifica-se a sua enorme possibilidade de aumentar a produtividade agrícola, como foi o caso do milho (SP) e soja (SP e RS). É preciso que se indague sobre os resultados de pesquisas agronômicas básicas para outras culturas, de forma que haja uma divulgação maior daquilo que já existe e, também, agilizar as pesquisas em melhoramentos genéticos de plantas

em direção a variedades de alta produtividade.

Uma limitação séria, que merece destaque neste estudo, foi a seca que ocorreu no ano agrícola 1977/78. Em função disso, a amostra foi reduzida em alguns casos, não permitindo que se fizesse uma estratificação por-área cultivada.

LITERATURA CITADA

1. BARROS, José R. M. et alii. Sistema fiscal e incentivos às exportações. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 29 (4):3-23, out./dez. 1975.
2. BISERRA, J. Valdeci & ARAUJO, Paulo F. C. Relações fator-produto na cultura do milho em Jardinópolis e Guaira, Estado de São Paulo, 1969/70. *Agricultura em São Paulo*, SP, 19 (2):87-112, 1972.
3. CAMARGO, José R. V. de. *Análise da produtividade nas culturas de algodão e soja com a aplicação do modelo Ulveling-Fletcher*. Piracicaba, ESALQ/USP, 1974. 131p. (Tese-M.S.)
4. CENSO AGROPECUÁRIO, 1975. Rio de Janeiro, IBGE, 1977.
5. FOREIGN AGRICULTURE, Washington, v. 15, nº 11, Mar. 1977.
6. NELSON, William C. *An economic analysis fertilizer utilization in Brazil*. Columbus, Ohio State University, 1971. 307p.
7. PROGNÓSTICO, 77/78. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1977. v. 6.
8. PROGNÓSTICO CENTRO-SUL, 77/78. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1977. v. 4.
9. TOLLINI, Hélio & SEAGRAVES, James A. *Actual and optimal use of fertilizer: the case of nitrogen on corn in Eastern North Carolina*. Raleigh, North Carolina State University, 1970.
10. WRIGHT, Charles L. *Análise econômica de adubação em culturas anuais na região de Ribeirão Preto: ano agrícola 71/72*. Piracicaba ESALQ/USP, 1973. 162p. (Tese-M.S.)

ECONOMIC EVALUATION OF THE USE OF FERTILIZER IN THE CENTER-SOUTH REGION OF BRAZIL

SUMMARY

The main objective of this study was to analyse the allocative efficiency in the use of resources for the production of corn, rice, soybean, wheat and cotton.

Cobb-Douglas type productivity functions were estimated including variables not traditionally utilized, such as soil fertility, credit and management index.

The basic information utilized came from direct interviews with 378 farmers of the Center-South Region of Brazil, during the 1977/78 agricultural year.

A similar specification of the structural productivity relationship was not possible for the five crops selected.

It was shown that: a) most of the farms have their level of fertilizer use in the confidence interval of the optimum combination; b) the utilization of machinery and equipment is in the interval of the optimum combination; c) the use of credit and labor are above the interval of the optimum combination, and d) the use of modern inputs explains most of the variation in crop productivity in the region.

AVALIAÇÃO DA CLASSIFICAÇÃO DE ARROZ E DE SUAS ALTERAÇÕES PARA USO NO MERCADO INTERNO (1)

Arildo Lopes de Carvalho (2)

Flávio Condé de Carvalho

Sylvia Regina Hellmeister

Marcelo Martins Pinto (3)

Discussão da classificação de arroz para comercialização no mercado interno, abordando as mudanças introduzidas pela Portaria 111 do Ministério da Agricultura, que chegam a propiciar, de modo geral, aumento nas tolerâncias para o enquadramento nos diversos tipos. Para o produtor, as modificações aparentam ser vantajosas pois poderá obter melhor tipo com o mesmo produto, provavelmente obtendo maior financiamento.

As primeiras mudanças contidas na Portaria, em relação à Resolução 95 do Conselho de Comércio Exterior, se referem a:

- a) eliminação da classe extra-longo, simplificando o trabalho de classificação, uma vez que os cultivares com grãos medindo sete milímetros ou mais são bem reduzidos no momento;
- b) o número possível de subclasses e também o de tipos se reduziu para cinco; e
- c) diminuição do número dos defeitos detectáveis no arroz em casca natural para 7. Diversas alterações fazem-se presentes na Portaria 111, com o objetivo de simplificar e facilitar a comercialização de arroz no mercado interno.

Considera-se que áreas que já vêm utilizando recursos avançados de tecnologia de produção não serão prejudicadas porque o bom produto impõe-se no mercado, tem melhor cotação e tem preferência.

Análise realizada com arroz matogrossense (109 amostras procedentes de Dourados, 26 de Itanhuns e 20 de Campo Grande) mostrou não haver diferença significativa entre as médias de renda - grãos inteiros, casca e matéria estranha - dos três municípios.

Na comparação entre as médias de rendimento, constatou-se diferença, para grãos inteiros, em Dourados e Campo Grande, com predominância do primeiro. A situação se inverteu quanto aos grãos quebrados, quando Campo Grande superou significativamente Dourados.

A renda de arroz nos três municípios foi inferior ao parâmetro médio da Comissão de Financiamento da Produção (CFP), estipulado em 68 por cento de grãos limpos.

(1) Liberado para publicação em 09/06/1980.

(2) Eng^o Agro da Coordenadoria de Assistência Técnica Integral da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

(3) Quartanista de Agronomia da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, estagiário no Instituto de Economia Agrícola em janeiro de 1978.

As médias de rendimento de grãos inteiros também foram estatisticamente inferiores ao parâmetro de 40 por cento, nos três municípios. Para grãos quebrados, a média de Dourados foi inferior e a de Campo Grande superior ao parâmetro de 28 por cento.

O confronto entre a classificação realizada na origem e a nova classificação, feita em São Paulo, constatou divergência estatisticamente significativa para Dourados quando o resultado da nova classificação implicou em piora de tipo em relação à primeira.

A comparação do reenquadramento do produto pela Portaria 111 com o resultado da classificação feita em São Paulo (pela Resolução 95) indicou melhora acentuada no tipo do produto, com avanço de até 3 tipos.

1 - INTRODUÇÃO

A classificação de produtos agropecuários teve cunho oficial a partir da década de quarenta. As primeiras normas de qualidade atingiram, inicialmente, produtos exportáveis, destacando-se, entre eles, os graníferos e as fibras têxteis.

Analisando-se a legislação desde aquela época, nota-se, claramente, que, a par dessas providências tomadas em favor do comércio externo, muito pouco se fez para melhor adequação do sistema de comercialização interna. Não se cuidou de estruturar um sistema de classificação adaptado às condições bio-ecológicas e às peculiaridades do mercado regional.

A inexistência de normas oficiais capazes de auxiliar e facilitar as operações de mercado foi sempre sentida, de modo que, para suprir ou preencher essa lacuna, entidades e instituições particulares criaram seus sistemas próprios.

Um exemplo flagrante desse fato ocorreu com o arroz.

Em São Paulo, as transações do arroz em casca e do beneficiado passaram a ser feitas com base nessas práticas ou normas comerciais, sendo que muitas delas foram posteriormente incorporadas a regulamentos oficiais.

As autoridades do Governo Federal sentiram que tal estado de coisas não deveria continuar e, assim, foi sancionada a Lei 6.305 de dezembro de 1975, tornando obrigatória a classificação dos produtos de origem vegetal, subprodutos e resíduos de valor econômico para o mercado interno. Todavia, como ainda não se dispõe da regulamentação da mencionada lei, observa-se que normas de usos e costumes continuam gerindo as operações de compra e venda entre produtores, maquinistas, corretores, comerciantes e consumidores.

Independentemente das operações que se desenvolvem entre os

agentes de mercado acima referidos, por vezes, em razão do aviltamento de preços, o Governo participa ativamente da comercialização através da política de preços mínimos, quando financia ou adquire o produto. Nesses casos, os negócios são feitos segundo especificações das normas de exportação, ditadas pela Resolução 95 do Conselho Nacional do Comércio Exterior (CONCEX), de 12 de dezembro de 1974.

Saliente-se que os parâmetros de classificação, principalmente dos primeiros tipos (tipos 1, 2 e 3), são estreitos, rigorosos mesmo, porque visam dar mais competitividade ao produto brasileiro no mercado internacional. Assim, quando aplicados ao mercado interno, onde as condições bio-ecológicas se diferenciam bastante, deixam ponderável parcela de produtores sem possibilidade de se beneficiarem da operação de garantia de preços mínimos. Tal marginalização decorre do fato de as normas não estarem adequadas às peculiaridades das regiões produtoras e aos usos e costumes dos principais centros consumidores do país.

Para corrigir essa distorção, foi debatida, a nível nacional, em Curitiba, uma tabela própria para o mercado interno, que resultou na Portaria Ministerial nº 111, de 18 de março de 1977, do Ministério da Agricultura.

1.1 - Objetivos

Os objetivos do presente trabalho consistem em fornecer uma visão comparativa das regulamentações vigentes, ou seja, Resolução 95 do CONCEX e Portaria M.A./111 (4).

Em seguida, utilizando-se de laudos de classificação de arroz em casca, de procedência matogrossense, far-se-á um cotejo entre a classificação na origem, para efeito de compra por órgão federal, e a nova classificação realizada pelo Posto de Classificação de Produtos Agrícolas, da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, ambas dentro da Resolução CONCEX 95. Os dados desta última classificação serão empregados, posteriormente, para situar o produto face à Portaria M.A./111.

(4) A Portaria 111 foi revogada pela Portaria 205 de 26/08/81 do Ministério da Agricultura que estabeleceu as normas técnicas a serem observadas na padronização, classificação, embalagem e apresentação do arroz. A Portaria 255 de 11/81 estabeleceu normas complementares relativas à embalagem do arroz. As modificações na classificação do arroz introduzidas pelas Portarias 205 e 255 deverão ser objeto de análise posterior.

2 - VISÃO COMPARATIVA DAS REGULAMENTAÇÕES VIGENTES

Alguns comentários serão feitos em relação às modificações e alterações introduzidas pela Portaria 111 em relação à Resolução 95.

São eles pertinentes a grupos, subgrupos, classes, subclasses, defeitos e tipos (quadro 1).

2.1 - Grupos

Nesse ponto, não houve nenhuma modificação. Os grupos continuam os mesmos, ou seja, arroz em casca e arroz beneficiado.

2.2 - Subgrupos

Nenhuma modificação ocorreu. Entretanto, entende-se que as conceituações do arroz macerado e do parboilizado não dão condições para que se distinga, na prática, um tratamento do outro (5). Desse modo, sente-se que é imprescindível fazer determinações físico-químicas, a fim de possibilitar ao classificador um enquadramento correto do produto. Alguns trabalhos vêm sendo feitos em laboratório, mas ainda não ficou bem caracterizado qual será a vitamina ou sal mineral que poderá balizar com segurança um arroz tratado por este ou aquele processo.

2.3 - Classes

Aqui aparece a primeira alteração. Na Portaria 111 constam 4 classes, que são: longo - grão medindo 6,0 milímetros ou mais de comprimento; médio - grão medindo 5,0 milímetros de comprimento a menos de 6,0 milímetros; curto - grão medindo menos de 5,0 milíme-

(5) Arroz macerado: é o arroz em casca ou descascado que antes de ser beneficiado foi submetido à maceração por imersão em água à temperatura ambiente, visando elevar seus teores vitamínicos e de sais minerais, dando origem a um produto que, após beneficiado, apresenta coloração amarelada, desuniforme.

Arroz parboilizado: é o arroz em casca ou descascado que antes de ser beneficiado foi submetido ao encharcamento em água por tempo nunca superior a cinco horas e sofrendo ação de gelatinização e outros tratamentos visando elevar substancialmente seus fatores vitamínicos e de sais minerais, dando origem a um produto que, após beneficiamento, apresenta coloração amarelada uniforme.

QUADRO 1. - Cotejo entre Regulamentações da Classificação de Arroz para Comercialização nos Mercados Interno e Externo

Requisito	Resolução 95 (1)	Portaria 111 (2)
1) Número de grupos	2 (casca e beneficiado)	Idem
2) Número de subgrupos	3 de casca e 4 beneficiado	Idem
3) Número de classes	5 (extra longo, longo, médio, curto e misturado)	4 (longo, médio, curto e misturado)
4) Número de subclasses	17	5
5) Número de tipos	7	5
6) Natureza e discriminação dos defeitos detectáveis no arroz em casca natural	10 especificações (umidade, ardidos, amarelos, verdes, vermelhos, gessados, mat. estranha, outras classes, danificados e/ou manchados com o máximo de picados)	7 especificações (umidade, ardidos, amarelos, rajados, gessados, matéria-estranha, danificados e/ou manchados e picados)
7) Natureza e discriminação dos defeitos encontrados no arroz beneficiado polido	Umidade, ardidos, amarelos, gessados, rajados, mat. estranha, outras classes, quebrados, danificados e/ou manchados com o máximo de picados	Umidade, ardidos, amarelos, gessados, rajados, quebrados, mat. estranha, danificados, e/ou manchados e picados
8) Graduação dos quebrados	Grandes (canjição), médios (canjica, quirera) e pequenos (quirerinha)	Grandes (canjição), médios (canjica) e pequenos (quirera)

(1) Do Conselho Nacional do Comércio Exterior (CONCEX), de 12/12/1974.

(2) Do Ministério da Agricultura, de 18/03/1977.

tros de comprimento, e o misturado quando uma das classes não tem predomínio de 80 por cento em relação às demais, na medida do comprimento.

A alteração que houve foi a de desconsiderar a classe "extra-longo" da Resolução 95 do CONCEX. Tal medida objetivou simplificar o trabalho de classificação, uma vez que os cultivares, cujos grãos meçam 7 milímetros ou mais, são em número bem reduzido e, no momento, sem grande expressão em termos de quantidade produzida.

2.4 - Subclasses

Houve, também modificação quanto ao número possível de subclasses. Essa modificação decorre da eliminação da classe extra-longo, reduzindo-se o total de 17 para somente 5 subclasses.

Neste tópico cabe a seguinte consideração: a rigor, deveria ser considerada "mistura de classes" quando fosse detectada classe contrastante numa porcentagem superior ao limite estabelecido para a mesma. Por exemplo: grãos curtos e forma arredondada que caracterizam a variedade conhecida por Cateto ou Japonês, se encontrados de permeio na variedade Batatais, ou em Prata ou Dourado, numa porcentagem maior que 20 por cento, justificariam plenamente, o conceito de "arroz misturado". Porém, o critério de considerar um produto como "mistura", ou "arroz misturado", apenas porque o grão mede acima ou abaixo do limite estabelecido (menos de 1 milímetro para a classe média), apresentando todas as demais características da variedade, não expressa rigorosamente o que acontece na natureza. Há dados levantados no Rio Grande do Sul e em São Paulo, utilizando sementes, cuja amplitude de comprimento oscilou de 0,9 milímetro a 1,4 milímetro entre os cultivares pesquisados. Tais dados comprovam irretorquivelmente a variação fenotípica a que todo ser vivo, e no caso o produto agrícola, experimenta; logo, dever-se-ia aplicar outro critério para diferir mistura fraudulenta.

2.5 - Número e Natureza dos Defeitos Detectáveis no Arroz em Casca Natural

A referência dos defeitos em relação ao arroz em casca natural é porque sua comercialização predomina amplamente em todas as regiões do País. As alterações introduzidas (quadro 2) foram:

a) Na Portaria 111/77, os defeitos só são identificados após polimento do grãos. Com tal sistemática, racionaliza-se o procedimento da

QUADRO 2. - Tabela de Defeitos do Arroz em Casca nas Classificações para os Mercados Interno e Externo

(em porcentagem)

Defeito (1)	Tipo							Total	Média
	1	2	3	4	5	6	7		
Ardido									
Resolução	0,1	0,2	0,4	1,0	2,0	3,0	4,0	10,7	1,53
Portaria	0,25	0,5	1,0	2,0	4,0	—	—	7,75	1,55
Matéria estranha									
Resolução	0,5	0,75	1,0	1,25	1,5	2,0	2,5	9,5	1,35
Portaria	0,5	1,0	1,5	2,0	2,5	—	—	7,5	1,5
Amarelo									
Resolução	0,5	0,75	1,0	2,0	4,0	7,0	10,0	25,25	3,6
Portaria	0,75	1,5	3,0	6,0	10,0	—	—	21,25	4,25
Verde									
Resolução	0,5	1,0	2,0	4,0	6,0	8,0	10,0	31,5	4,5
Danificado									
Resolução	0,5	0,75	1,5	3,0	6,0	9,0	12,0	32,75	4,68
Portaria	1,0	2,0	4,0	8,0	12,0	—	—	27,0	5,4
Gessado									
Resolução	1,5	2,5	4,0	6,0	9,0	12,0	15,0	50,0	7,1
Portaria	2,0	4,0	8,0	12,0	16,0	—	—	42,0	8,4
Vermelho									
Resolução	1,0	2,5	5,0	7,5	10,0	12,5	15,0	53,5	7,64
Rajado									
Portaria	1,0	3,0	5,0	7,0	10,0	—	—	26,0	5,2

(1) Resolução refere-se à Resolução 95 e Portaria à Portaria 111.

- classificação, pois iguala-se a prática processual vigente;
- b) Com essa operação de polimento desaparece a possibilidade de um grão defeituoso ser penalizado duas vezes, como ocorre ainda pela sistemática da Resolução 95 do CONCEX;
 - c) Os grãos verdes e vermelho, que só eram possíveis de identificação após o descascamento, atualmente não apresentam dificuldade nesse sentido;
 - d) Adotando-se o polimento, ao invés do defeito “grão vermelho” aparece o “grão rajado”, com tolerância bem reduzida, uma vez que muitos grãos perdem inteiramente a película vermelha. Com os grãos verdes observa-se que dão lugar aos “grãos gessados”;
 - e) Ficou evidenciado que grãos danificados e/ou manchados praticamente absorvem os “picados”. A incidência deste último defeito é tão reduzida que ainda não justifica que seja pesado separadamente, como se faz na classificação pela Resolução 95 do CONCEX; e
 - f) Houve consenso para não incluir “grãos de outras classes” como defeito. A razão deveu-se a que o conceito de “classe” admite 20 por cento de grãos de outras classes, não sendo lógico que na tabela de tipos essa tolerância fosse considerada um defeito, tal como acontece na Resolução 95 do CONCEX.

2.6 - Número e Natureza de Defeitos Detectáveis no Arroz Beneficiado Polido

Mereceu destaque o arroz polido por ser o mais difundido no país. As alterações foram as seguintes (quadro 3):

- a) Grãos de “outras classes” não são considerados mais como defeito pela mesma razão já exposta na seção 2.5;
- b) considera-se como um só defeito os “grãos danificados e/ou manchados e picados”, ao invés de separar os “picados” e pesá-los à parte como acontece na Resolução 95; e
- c) a presença de grãos quebrados merece explicação adicional. Os fragmentos de arroz são divididos em grandes, médios e pequenos. Quando se fala simplesmente em quebrados, está se referindo à soma de todos os fragmentos de arroz. Tanto a Resolução como a Portaria trazem separadamente os itens “quebrados”, “médios” e “pequenos” como defeitos. Para os tipos 1, 2 e 3, a Resolução não discrimina separadamente porcentagens para “médios” e “pequenos” e sim engloba em um único defeito, “médio mais pequeno”. Para os demais tipos, a Resolução diferencia “médios” e “pequenos”, com porcentagens próprias. A Portaria distingue entre

QUADRO 3. - Tabela de Defeitos do Arroz Beneficiado, para os Mercados Interno e Externo

(em porcentagem)

Defeito (1)	Tipo							Total	Média
	1	2	3	4	5	6	7		
Ardido									
Resolução	0,1	0,2	0,4	1,0	2,0	3,0	4,0	10,7	1,5
Portaria	0,25	0,5	1,0	2,0	4,0	—	—	7,75	1,65
Amarelo									
Resolução	0,5	0,75	1,0	2,0	4,0	7,0	10,0	25,25	3,6
Portaria	0,75	1,5	3,0	6,0	10,0	—	—	21,25	4,25
Rajado									
Resolução	0,5	1,25	2,5	3,75	5,0	6,25	7,5	26,75	3,82
Portaria	1,0	3,0	5,0	7,0	10,0	—	—	26,0	5,2
Matéria estranha									
Resolução	0,1	0,25	0,5	1,0	2,5	2,5	2,5	9,35	1,3
Portaria	0,25	0,5	1,0	2,5	2,5	—	—	6,75	1,35
Danificado									
Resolução	0,5	0,75	1,5	3,0	6,0	9,0	12,0	32,75	4,67
Portaria	1,0	2,0	4,0	8,0	12,0	—	—	27,0	5,4
Outras classes									
Resolução	5,0	7,5	10,0	15,0	20,0	20,0	20,0	97,5	13,9
Gessado									
Resolução	1,5	2,5	4,0	6,0	9,0	12,0	15,0	50,0	7,1
Portaria	2,0	4,0	8,0	12,0	16,0	—	—	42,0	8,4
Quebrado (2)									
Resolução	10,0	15,0	20,0	30,0	50,0	50,0	50,0	225,0	32,1
Portaria	10,0	20,0	30,0	40,0	50,0	—	—	150,0	30,0
Médio/pequeno									
	0,1	0,25	0,5	—	—	—	—	—	—
Médio (2)									
Resolução	—	—	—	5,0	10,0	10,0	10,0	35,85	5,12
Portaria	1,0	2,0	5,0	8,0	12,0	—	—	28,0	5,6
Pequeno (2)									
Resolução	—	—	—	1,0	1,5	2,0	3,0	7,5	1,07
Portaria	0,5	1,0	2,0	3,0	4,0	—	—	10,5	2,1

(1) Resolução refere-se à Resolução 95 e Portaria à Portaria 111.

(2) Ver item "C" da Seção 2.6 para esclarecimento.

“médios” e “pequenos”, para todos os tipos. A diferença entre a porcentagem de “quebrados” (total) e a soma das porcentagens para médios e pequenos dá a porcentagem de fragmentos grandes.

2.7 - Número de Tipos

Neste item a modificação consistiu em reduzir os tipos de sete para cinco e estabelecer tolerância realística para cada defeito.

Um confronto superficial entre as tabelas de defeitos da Resolução 95 e da Portaria 111 parece indicar, nesta última, maior liberalidade nos percentuais de todos os defeitos.

É inevitável reconhecer que a Resolução 95 traz uma tabela coerente e ajustada às exigências do mercado internacional de arroz. Por outro lado, idêntico raciocínio deve ser feito em relação à tabela do mercado interno. Esta deve espelhar a realidade do País como um todo, e não regional e, muito menos, internacional; por isto mesmo, deve permitir que o maior contingente possível de produtores (talvez mais de 4/5 partes deles) tenha sua produção classificada, enquadrada em algum tipo, qualquer que seja a tecnologia de produção empregada.

Não há porque os produtores que se utilizam de técnicas mais aperfeiçoadas se ressentirem dessa nova portaria, uma vez que os produtos de qualidade superior sempre contam com maiores possibilidades no mercado.

Existem alguns pontos pouco claros nos regulamentos, de modo que urge estudar com mais critério a natureza dos defeitos existentes, bem como o seu percentual de distribuição pelos tipos. ZANDONADI (3), por exemplo, considera excessivamente liberais as tolerâncias estabelecidas para os defeitos; supõe que os preços no mercado interno tenderão a ser menores, dada a maior participação de quebrados na composição do tipo e a menor preocupação quanto aos defeitos. Em consequência, o consumidor terá um arroz de qualidade inferior, embora a preços provavelmente mais acessíveis.

Um resultado adicional será a elevação dos preços dos grãos quebrados do arroz para mistura, principalmente nas regiões de rendimento mais elevado.

Numa consulta expedida à legislação de outros países, principalmente dos latino-americanos, conforme NORMAS DE CALIDAD PARA PRODUCTOS AGRÍCOLAS (2), constata-se a objetividade e simplicidade de suas normas, em contraposição às brasileiras que, pretendendo ser completas demais, acabam gerando alto custo operacional para sua execução.

2.8 - Observações Adicionais sobre a Classificação de Arroz

Outras observações que podem ser feitas quanto aos dois quadros de defeitos apresentados, são:

- a) os primeiros três tipos de Resolução 95 têm limites apertadíssimos; a partir do tipo 4 começa um afrouxamento da tolerância, válido para todos os defeitos;
- b) não há um critério bem delineado para distribuição porcentual dos defeitos pelos tipos. Observa-se, por exemplo, que determinado defeito apresenta crescimento em progressão geométrica; outras vezes, dá-se em progressão aritmética; em outras há um misto de progressão, começando com geométrica e terminando com aritmética ou vice-versa; ainda para outro, é totalmente arbitrária, pois não se fundamenta em nenhuma das duas progressões;
- c) adotar a tabela da Resolução 95 no mercado interno parece não satisfazer a uma parcela ponderável de orizicultores, como diversas vezes aconteceu em alguns Estados;
- d) cotejando-se o total de defeitos permitidos entre as duas regulamentações, observa-se que a média, no caso da Resolução 95, situa-se no tipo 5 e, na Portaria 111, situa-se no tipo 4;
- e) com a Portaria 111 é factível o enquadramento no tipo 1. Pela Resolução 95 era difícil obter mesmo o tipo 2, pelo fato dos limites serem muito estreitos; e
- f) as tabelas da Portaria 111 serão, efetivamente, testadas a partir da safra do corrente ano, quando o Governo Federal estiver financiando ou comprando o produto. Nessa ocasião poderão ser comprovadas ou não as considerações a respeito da liberalidade dessas tabelas e implicações quanto à quantidade do produto (em casca ou beneficiado).

3 - METODOLOGIA

A disponibilidade de informações sobre classificação de partidas de arroz em casca, procedentes dos Municípios matogrossenses de Dourados, Itanhuns e Campo Grande, propicia a realização de dois tipos de comparações entre as classificações que se realiza no mercado interno de arroz.

A primeira, entre o tipo atribuído ao arroz na classificação realizada na origem, em Mato Grosso, e aquele devido à nova classificação efetuada nos laboratórios do Posto de Classificação de Produtos Agrícolas da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, ambas den-

tro das normas da Resolução 95 do CONCEX. A finalidade desta é averiguar a existência ou não de distorção na classificação motivada por critério e peculiaridades regionais. Pode-se admitir que, devido a diferenças regionais (clima, solo) atuantes sobre a cultura, ou a costumes peculiares dos consumidores, os classificadores de determinada região podem tender a minimizar certos defeitos e a valorizar outros, chegando-se a tipos diferentes não dependentes de simples variação ao acaso na classificação.

A segunda comparação, entre o resultado da classificação em São Paulo, com base na Resolução 95; e o reenquadramento do mesmo produto nos ditames da Portaria 111. O objetivo é verificar o sentido e a intensidade das mudanças contidas nesta Portaria, em relação às normas vigentes anteriormente.

3.1 - Revisão de Literatura

Estudo realizado por Mc PHERSON et alii (1) abordou diversos processos para mensuração das diferenças entre a classificação preliminar de gado bovino em pé e o resultado final que seria a classificação da carcaça abatida. Constatou a existência do que chamou de erros de classificação e ordenou os classificadores de acordo com diferentes processos de avaliação de seu desempenho.

ZANDONADI (3) comparou a Portaria 111 com a resolução 95 relativa à comercialização de arroz, no Brasil; e observou que os novos coeficientes de defeitos introduzidos pela Portaria 111 evidenciam maior liberalidade nos tipos mais nobres, destes derivando os demais.

3.2 - Material e Método

Disponha-se de dados relativos à classificação realizada na origem em 109 amostras de arroz procedentes de Dourados, 26 de Itanhuns e 20 de Campo Grande, Municípios do Estado de Mato Grosso. Essas amostras correspondiam a lotes já classificados na origem para efeito de compra por órgão governamental que, por terem sido posteriormente removidos para São Paulo, foram novamente classificados no Posto de Classificação de Produtos Agrícolas, da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

Tanto a classificação na origem como a nova classificação foram estipuladas de acordo com as normas da Resolução 95 do Conselho Nacional do Comércio Exterior (CONCEX).

Em seguida, os resultados da segunda classificação foram utili-

zados para determinar o enquadramento do produto segundo o estabelecido na Portaria 111 do Ministério da Agricultura, cuja vigência ocorreu a partir de 02 de fevereiro de 1971.

Eram disponíveis dados referentes à renda (grão limpos, casca e matéria estranha), rendimento (grãos inteiros e grãos quebrados), defeitos, tipo e classe do produto na origem e na nova classificação, natureza e condições de embalagem.

O peso líquido total do produto do qual foram tiradas as amostras era de 3.177.934 quilogramas em Dourados (média de 29.155kg por lote); 709.835 quilogramas em Itanhuns (média de 27.301kg por lote); e 621.057 quilogramas em Campo Grande (média de 31.035kg por lote).

3.2.1 - Método

Na comparação das médias da renda e rendimento, entre municípios, realizou-se primeiramente um teste de homogeneidade de variâncias.

Nos casos em que houve significância estatística, implicando em variância não homogêneas, empregou-se ponderação para a comparação das médias.

Foi utilizado o teste de "F" para a comparação das médias.

Adotou-se o nível de significância de 5 por cento em todas as comparações realizadas.

As comparações entre médias de renda e rendimento, considerando pares de municípios, foram realizadas quando se obteve valor significativo para o teste de "F" entre médias no conjunto de municípios estudados. Nestas comparações pareadas utilizou-se o teste de DUNCAN.

A quantificação da divergência entre classificação na origem e nova classificação foi feita pela contagem do número de tipos de diferença. Uma diferença positiva igual a 2, por exemplo, constitui uma melhora de dois tipos na nova classificação em relação ao estabelecido originalmente.

O mesmo procedimento foi adotado no confronto entre a nova classificação tomada como representativa dos critérios estabelecidos pela Resolução 95, e o novo enquadramento, pela Portaria 111.

Com tais dados de contagem de diferença, pode-se aplicar o teste de WILCOXON de pares combinados e sinais ordenados por magnitude. Este teste permite averiguar a existência de diferença estatisticamente significativa na comparação realizada entre classificação den-

tro da Resolução 95. Entre a nova classificação em São Paulo pela Resolução 95 e a nova classificação pela Portaria 111, julgou-se não ser necessária a aplicação de teste estatístico dado o grande número de mudanças, ocorridas sempre na mesma direção e resultando melhora generalizada do tipo.

A comparação das médias de rendimento e renda por município com os parâmetros médios adotados pela Comissão de Financiamento da Produção (CFP) foi realizada com o emprego do teste de "t".

4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 - Comparações das Médias de Renda de Arroz

Nas comparações realizadas entre os diversos componentes da renda, entre municípios, constatou-se que para grãos limpos houve significância, ao nível de 5 por cento, no teste de homogeneidade de variâncias. Para casca, o mesmo teste apresentou significância ao nível de 1 por cento, enquanto que para matéria estranha não houve evidência estatística suficiente para a rejeição da hipótese nula de homogeneidade de variâncias no conjunto dos três municípios considerados (quadro 4).

No contraste entre as médias com a devida ponderação nos casos em que não se constatou homogeneidade de variâncias, chegou-se à conclusão de que não houve diferença estatística ao nível de 5 por cento para nenhum dos itens relacionados: grãos inteiros, casca e matéria estranha (quadro 4). Desse modo pode-se considerar que o arroz proveniente dos três municípios matogrossenses fornece, basicamente, a mesma renda média (quadro 5).

4.2 - Comparações entre Médias de Rendimento

O teste de homogeneidade de variâncias aplicado ao rendimento em grãos inteiros e grãos quebrados não obteve evidência estatística suficiente ao nível de 5 por cento para a rejeição da hipótese nula de homocedasticidade (quadro 4). Portanto, não houve necessidade de ponderação para a comparação entre as médias dos três municípios considerados. Este teste resultou em significância ao nível de 1 por cento, implicando em que as médias de rendimento de grãos inteiros e grãos quebrados diferiam em, pelo menos, um contraste no conjunto de dados considerados.

QUADRO 4. - Resultados das Comparações entre Variância e Médias de Rendimento e Renda de Arroz, Conjunto de Municípios Selecionados, Estado de Mato Grosso, 1977

Item	Valor de χ^2 no teste de homogeneidade de variâncias	Valor de F ou F' na comparação entre as médias
Renda		
Grãos limpos	8,02(1)	3,13
Casca	19,17(2)	1,07
Matéria estranha	5,48	0,27
Rendimento		
Grãos inteiros	2,38	6,70(2)
Grãos quebrados	0,48	6,27(2)

(1) Significativo ao nível de 5 por cento.

(2) Significativo ao nível de 1 por cento.

QUADRO 5. - Médias da Renda e Rendimento de Arroz, Municípios Selecionados, Estado de Mato Grosso, 1977

(em gramas/100 gramas)

Item	Dourados	Itanhuns	Campo Grande
Renda			
Grãos limpos	62,41	63,30	62,05
Casca	37,17	36,30	37,60
Matéria estranha	0,42	0,40	0,35
Rendimento			
Grãos inteiros	36,16	34,71	29,75
Grãos quebrados	26,25	28,59	32,30

Dada a existência de diferença entre as médias, passou-se à comparação das mesmas, duas a duas, utilizando-se do teste de DUNCAN. Constatou-se serem diferentes apenas as médias de grãos inteiros entre os municípios de Dourados e Campo Grande, com nítida superioridade do primeiro desses municípios. Por outro lado, quando contrastadas as médias de grãos quebrados entre os municípios, aos pares, verificou-se novamente diferença estatística entre os mesmos municípios acima mencionados, com Campo Grande apresentando média mais elevada de grãos quebrados (quadro 5).

4.3 - Comparação das Médias de Renda e de Rendimento das Amostras com os Parâmetros Médios Adotados pela Comissão de Financiamento da Produção

A Comissão de Financiamento da Produção (CFP) adota como bases para financiamento de preços mínimos a renda média de 68 por cento de grãos limpos e como rendimento 40 por cento de grãos inteiros e 28 por cento de grãos quebrados.

Análises estatísticas foram realizadas, com o emprego do teste de "t", cotejando as médias acima mencionadas com os valores encontrados nos municípios de Dourados, Itanhuns e Campo Grande (quadro 6).

Os resultados encontrados para a renda, após testes unilaterais de hipóteses, indicam que a renda do arroz nos três municípios era inferior ao parâmetro mencionado.

Verificada a renda, passou-se ao confronto do rendimento para grãos inteiros e grãos quebrados. Para grãos inteiros, os testes unilaterais realizados possibilitaram inferir que as médias dos três municípios eram inferiores ao parâmetro de 40 por cento adotado, ao nível de 5 por cento de significância.

Para grãos quebrados, ao mesmo nível de significância, os resultados foram divergentes. Para Dourados, os testes estatísticos indicaram ser a sua porcentagem de grãos quebrados inferior àquela estipulada pela CFP, que é de 28 por cento. Para Itanhuns, não se constatou diferença entre a média observada e o parâmetro, enquanto que, para Campo Grande, a média observada de grãos quebrados foi superior à base.

4.4 - Divergências entre Classificação na Origem e Nova Classificação em São Paulo

A classificação dos lotes de arroz realizada primeiramente nos

QUADRO 6. - Médias de Renda e de Rendimento de Arroz, Municípios Selecionados, Estado de Mato Grosso e Parâmetros adotados pela Comissão de Financiamento da Produção

Item	Dourados	Itanhuns	Campo Grande	Média CFP
Renda (1)	62,41	63,30	62,50	68,00
Rendimento (1)				
Grãos inteiros	36,16	34,71	29,75	40,00
Grãos quebrados	26,25	28,59	32,30	28,00
Relação (porcentagem)				
Inteiro/renda	58	55	48	59
Quebrado/renda	42	45	52	41

(1) Em gramas de grãos limpos/100 gramas do produto em casca.

QUADRO 7. - Tipos Obtidos por Arroz de Procedência Matogrossense na Classificação na Origem e Nova Classificação pela Resolução 95 e no Reenquadramento pela Portaria 111

(número de amostras)

Município e avaliação	Tipo obtido							Ap (1)
	1	2	3	4	5	6	7	
Dourados								
Class. origem	0	1	33	47	28	0	0	0
Nova class.	0	3	12	37	35	10	7	5
Port. 111	6	34	44	9	10	0	0	6
Itanhuns								
Class. origem	0	1	3	4	17	1	0	0
Nova class.	0	1	4	10	8	1	1	1
Port. 111	1	7	12	4	1	0	0	1
Campo Grande								
Class. origem	0	0	0	16	4	0	0	0
Nova class.	0	0	4	9	5	1	0	1
Port. 111	3	5	10	1	0	0	0	1

(1) Abaixo do padrão.

Municípios de Dourados, Itanhuns e Campo Grande, para efeito de compra pela CFP, foi comparada com a classificação efetuada no Posto de Classificação de Produtos Agrícolas, da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo (quadros 7 e 8 e figuras 1, 2 e 3).

Utilizou-se do teste de WILCOXON de pares combinados e sinais ordenados por magnitude.

Os resultados obtidos mostram não haver evidência estatística suficiente para a rejeição da hipótese nula - igualdade entre a classificação na origem e a classificação em São Paulo para os municípios de Itanhuns e Campo Grande. Todavia, em Dourados, chegou-se à rejeição da hipótese nula ao nível de 1 por cento, sendo que na classificação paulista houve uma tendência para tipos mais baixos, com perda de qualidade em relação à anterior. Essa diferença pode ser atribuída ao rigor na aplicação dos critérios de julgamento, que pode variar entre classificadores e entre regiões.

Para o produto procedente de Dourados, a diferença que apresentou maior freqüência foi a perda de um tipo (30 casos), vindo a seguir a perda de dois tipos (19 casos) e a melhoria de um tipo (17 casos). Não houve mudança de tipo em 26 casos (quadro 8).

Para o de Itanhuns, a mudança teve maior freqüência na perda de um tipo (6 casos), seguida pelo ganho de um tipo (5 casos), não se alterando em 9 casos (quadro 8).

Finalmente para o de Campo Grande, a perda de um tipo e o ganho de um tipo apresentaram maior freqüência (4 casos), não havendo modificações em 8 casos (quadro 8).

4.5 - Avaliação das Mudanças na Classificação de Arroz Introduzidas pela Portaria 111 em Relação às Normas da Resolução 95

Com a disponibilidade da Portaria 111, em vigor para o mercado interno, foram feitas comparações entre a classificação em São Paulo dentro da Resolução 95 e esta Portaria.

Não se buscou cotejar classes mas tão somente tipos. Observou-se que, em Dourados, a melhora de um tipo teve uma freqüência de 40 casos; de dois tipos, 47 casos; e de três tipos, 14 casos. Do total, 8 casos não apresentaram alterações (quadros 7 e 9 e figuras 1, 2 e 3).

Com relação a Itanhuns, a freqüência foi de 15 casos na melhora de um tipo, e de 10 casos na de dois tipos, não havendo modificação apenas em um caso (quadro 9).

Campo Grande apresentou uma melhora em 11 casos quando a mudança era de um tipo, 7 casos em dois tipos e 2 casos em 3 tipos,

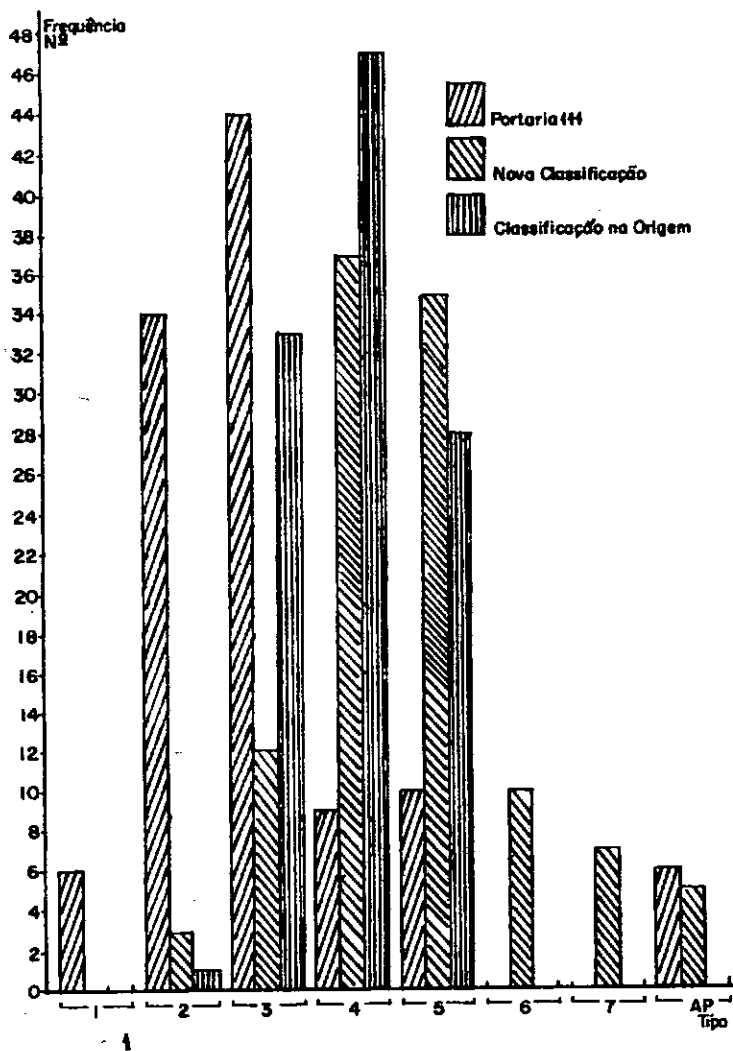


FIGURA 1. Resultados da Classificação de Arroz na Origem e em São Paulo, pela Resolução 95, e Novo Enquadramento Segundo a Portaria 111, Município de Dourados, Estado de Mato Grosso, 1977.

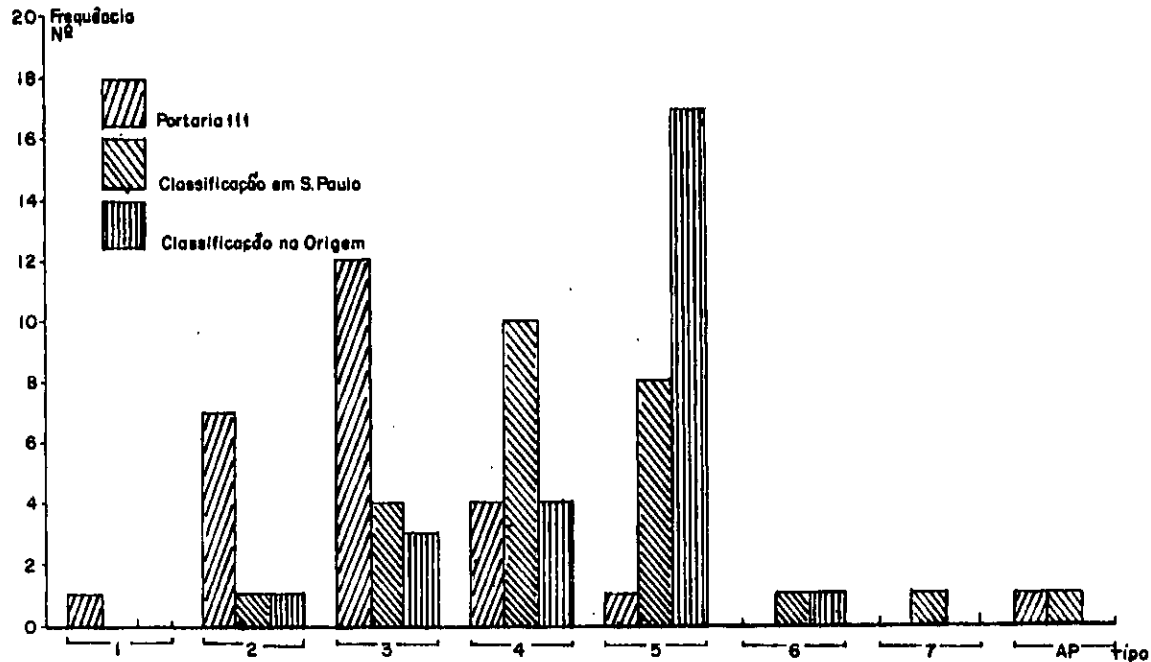


FIGURA 2. - Resultados da Classificação de Arroz na Origem e em São Paulo, pela Resolução 95, e Novo Enquadramento Segundo a Portaria 111, Município de Itanhuns, Estado de Mato Grosso, 1977.

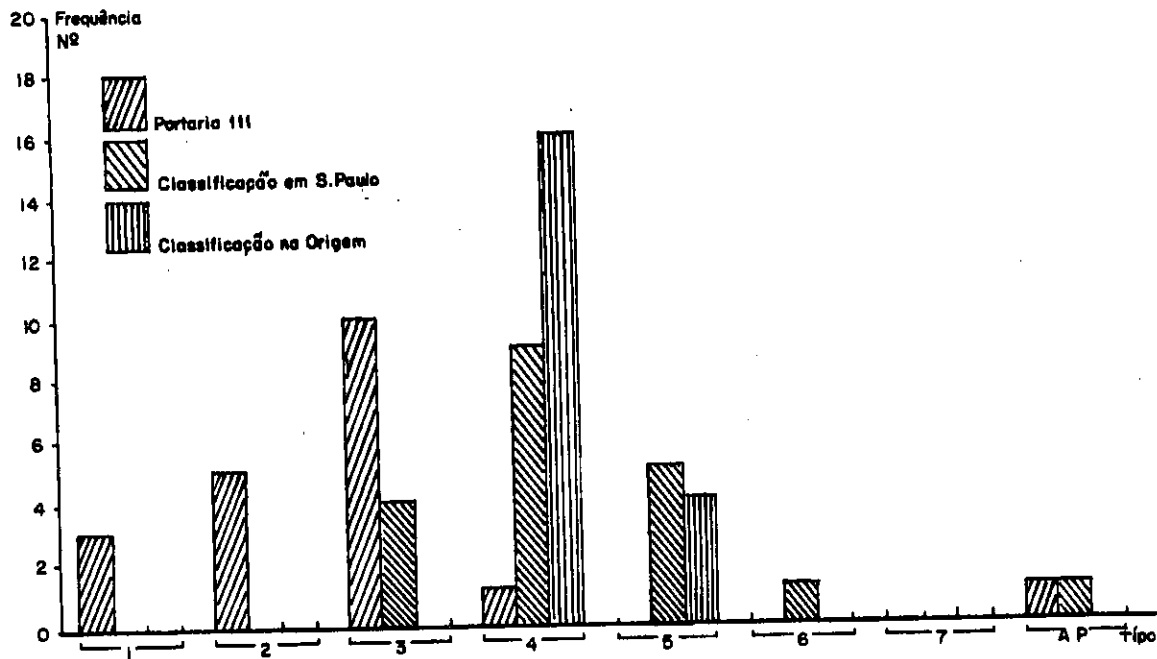


FIGURA 3. - Resultados da Classificação de Arroz na Origem e em São Paulo, pela Resolução 95, e Novo Enquadramento Segundo a Portaria 111, Município de Campo Grande, Estado de Mato Grosso, 1977.

QUADRO 8. - Divergência entre Determinação Original e Nova Classificação de Tipos de Arroz, pela Resolução 95, Municípios Seleccionados, Estado de Mato Grosso, 1977

(número de amostras)

Diferença (nº de tipos) (1)	Dourados	Itanhuns	Campo Grande	Total
-4	3	—	—	3
-3	9	1	—	10
-2	19	2	1	22
-1	30	6	4	40
0	26	9	8	43
1	17	5	4	26
2	3	3	2	8
3	2	0	1	3

(1) Uma diferença positiva significa que a nova classificação melhorou o tipo dado originalmente.

QUADRO 9. - Mudanças nos Tipos de Arroz Classificados pela Portaria 111 em Comparação com a Resolução 95, Municípios Seleccionados, Estado de Mato Grosso, 1977

(número de amostras)

Mudança observada (1)	Dourados	Itanhuns	Campo Grande	Total
0	8	1	1	10
1	40	15	11	66
2	47	10	7	64
3	14	0	2	16

(1) Uma diferença positiva significa que a nova determinação melhorou o tipo do produto quando comparado com aquele obtido através da Resolução 95.

não apresentando diferença apenas em um caso (quadro 9).

Em nenhum dos municípios se observou piora de tipo.

Pode-se, portanto, concluir que os parâmetros utilizados pela Portaria 111, quando comparados com a Resolução 95, representam, até certo ponto, um afrouxamento das tolerâncias dos diferentes defeitos do arroz, possibilitando, nas condições de mercado interno, que o produto tenha enquadramento mais favorável, sob a ótica do produtor.

4.6 - Defeitos que Influíram na Tipificação do Arroz

Os laudos de classificação de arroz, emitidos pelo Posto de Classificação da Capital, permitiram constatar quais os defeitos cuja incidência provocaram a determinação do tipo do arroz (quadro 10).

O defeito mais freqüente nos três municípios foi o grão gessado, com 60 casos (55,05 por cento) sobre o número total de amostras em Dourados, 24 casos (92,31 por cento) em Itanhuns e 15 casos (75,0 por cento) em Campo Grande, superando no total, com grande margem, os demais. Os grãos amarelos seguem-lhe em importância com 42 casos (38,53 por cento) em Dourados, 4 casos (15,38 por cento) em Itanhuns e 7 casos (35,0 por cento) em Campo Grande. Em Dourados ainda aparecem, com relativo destaque, a matéria estranha (13 casos) e os grãos danificados (6 casos).

5 - CONCLUSÕES

As principais conclusões que emanam da discussão da classificação do arroz podem ser sintetizadas quanto à classificação em si e quanto às análises e comparações realizadas com o arroz matogrossense.

5.1 - Conclusões a Partir da Análise da Classificação

- a) de modo geral, a Portaria 111 simplifica a sistemática de classificação do arroz, reduzindo o rigor nos limites de tolerância, principalmente para os primeiros tipos;
- b) o número de classes reduziu-se para quatro, com a eliminação do extra-longo;
- c) o número de subclasses passou para apenas cinco;
- d) a graduação de tipos foi reduzida, passando para cinco;
- e) as tolerâncias para cada defeito foram estabelecidas com bases

QUADRO 10. - Defeitos Decisivos na Determinação do Tipo de Arroz, pela Resolução 95, Municípios Seleccionados, Estado de Mato Grosso, 1977 (1)

(em freqüência)

Defeito	Dourado	Itanhuns	Campo Grande	Total
Matéria estranha	13	3	1	17
Verde	1	—	—	1
Vermelho	3	—	—	3
Danificado	6	2	—	8
Picado	1	—	—	1
Ardido	2	—	—	2
Amarelo	42	4	7	53
Gessado	60	24	15	99
Outros	2	—	—	2

(1) Houve casos de ocorrência de mais de um defeito em proporção suficiente para interferir na determinação do tipo de arroz, como também, casos em que nenhum defeito foi significativo para tal determinação.

- mais condizentes com a realidade do mercado interno;
- f) os defeitos referentes ao arroz em casca natural passaram a ser estabelecidos após o polimento dos grãos, racionalizando-se o procedimento da classificação;
 - g) com o polimento, desapareceu a contagem dupla de defeitos e a possibilidade de grãos serem contados ao mesmo tempo como verdes e como gessados;
 - h) os "grãos de outras classes" passaram a não ser considerados mais como defeito, tanto para o arroz em casca como para o polido;
 - i) a incidência de grãos "danificados e/ou manchados" praticamente absorve os "picados", não havendo necessidade de separar e pesar isoladamente estes últimos, tanto para o arroz em casca como para o arroz polido;
 - j) a natureza dos defeitos relacionados e o seu percentual de distribuição por tipos necessitam de estudos mais aprofundados, visando simplificação como ocorre em outros países, inclusive na área da ALALC, da qual o Brasil é membro;
 - l) a melhoria na classificação pela Portaria 111, em relação à da Resolução 95, deve situar-se em pelo menos 1 tipo; e
 - m) pela Resolução 95, era difícil obter-se mesmo o arroz do tipo 2, enquanto que pela Portaria 111 pode-se admitir o enquadramento até em tipo 1.

5.2 - Conclusões a Partir das Comparações Realizadas com Arroz Matogrossense

- a) não houve diferença significativa entre as médias de renda (grãos inteiros, casca e matéria estranha) entre as amostras analisadas de arroz dos municípios matogrossenses de Dourados, Itanhuns e Campo Grande;
- b) constatou-se diferença estatística entre as médias de grãos inteiros dos municípios de Dourados (36,21 por cento) e Campo Grande (29,75 por cento), com predominância do primeiro;
- c) Campo Grande apresentou média de grãos quebrados (32,30 por cento) superior à de Dourados (26,29 por cento);
- d) a renda de arroz nos três municípios foi inferior ao parâmetro médio estipulado (68 por cento de grãos limpos) pela Comissão de Financiamento da Produção (CFP);
- e) as médias de rendimento de grãos inteiros também foram estatisticamente inferiores ao parâmetro de CFP (40 por cento) nos três municípios;

- f) a média de grãos quebrados de Dourados (26,29 por cento) foi estatisticamente inferior ao parâmetro da CFP (28 por cento);
- g) a média de grãos quebrados de Campo Grande (32,30 por cento) foi estatisticamente superior ao parâmetro da CFP (28 por cento);
- h) o confronto entre classificação na origem e classificação em São Paulo constatou divergência estatisticamente significativa para Dourados, com o resultado da nova classificação implicando em piora do tipo em relação à primeira; e
- i) a comparação da classificação realizada em São Paulo (Resolução 95) com o reenquadramento do produto pela Portaria 111 indicou que esta última concede melhora acentuada no tipo atribuído ao produto, com avanço de até 3 tipos em relação à anterior.

LITERATURA CITADA

- 1 - McPHERSON, W. K.; DIXON, L.C.; CHAPMAN JR., H. L. *An economic and statistical evaluation of grading cattle*. Gainesville, Florida, University of Florida Agricultural Experiment Station, 1961. 57p. (Technical Bulletin, 632)
- 2 - NORMAS DE CALIDAD PARA PRODUCTOS AGRICOLAS: maiz, trigo y arroz. Montevideo, Uruguai, ALALC, 1975.
- 3 - ZANDONADI, Renato. As novas especificações para a padronização e classificação de arroz. *Mercado em Análise*, Brasília, 3 (3): 9-14, maio/jun. 1977.

AN APPRAISAL OF RICE CLASSIFICATION AND ITS CHANGES FOR UTILIZATION IN THE BRAZILIAN MARKET

SUMMARY

The purpose of this study is to approach rice classification for comercialization in the domestic market, taking into consideration the changes brought in by the decree 111 of Ministério da Agricultura. These changes offer more tolerability for classifying the product among the several categories. For the producer, the changes seem to be advantageous since he will be able to get his product under a better category, and probably, a more satisfactory financing.

The first changes of the decree, concerning the Resolution no. 95 of Conselho de Comércio Exterior (CONCEX) refer to:

- a) elimination of the extra-long class, simplifying the classification task since the number of grains of seven or more milimeters long is very reduced at the

- moment;
- b) possible number of subclasses and categories was reduced to five; and
 - c) the number of detectable imperfections in rice with natural skin was reduced to seven. Many other changes can be found in this decree, which have the aim of making rice commercialization easier in the domestic market.

Some areas which have already utilized advanced production techniques will not suffer any harm since a good product always imposes itself, is preferred by the consumer and gets better price.

The analysis made with rice cultivated in Mato Grosso (109 samples from Dourados, 26 from Itanhuns and 20 from Campo Grande) showed no significant difference among milling yield averages (unbroken grain, skin, odd materials) in the three municipal districts.

By comparison among milling yield averages it was found a difference for unbroken grains in the districts of Dourados and Campo Grande with superiority of the first. This situation was inverted when dealing with broken grains, that is, Campo Grande had significantly surpassed Dourados.

Rice milling yield among the three municipal districts was inferior to the average parameter of Comissão de Financiamento da Produção (CFP), which is settled in 68 per cent of net grain.

The milling yield averages of unbroken grains were also statistically inferior to the parameter of 40 per cent among the three municipal districts. Dourados average was inferior and Campo Grande's was superior to the parameter of 28 per cent.

The comparison between the classification made in the production region and the new classification, made in São Paulo, showed a statistically significant deviation for Dourados when the results of the new classification implied in a worsening for the category given at first.

The comparison of product reclassification by decree 111 with the results of classification made in São Paulo by the Resolution 95 showed an outstanding improvement towards the category of the product, with an advancement up to three categories.

FATORES ASSOCIADOS AO USO DE CRÉDITO NA AGRICULTURA (1)

Paulo Fernando Cidade de Araujo (2)

O objetivo central deste estudo é estimar e interpretar as relações quantitativas entre crédito, de custeio e total, e variáveis econômicas selecionadas. Como objetivo subjacente procura-se conhecer a estrutura do crédito e de fatores que influenciam o nível de renda de propriedades agrícolas no Estado de São Paulo.

A metodologia aplicada é a análise tabular e a análise estatística de regressões sobre dados primários. Estes dados primários pertencem ao Instituto de Economia Agrícola - IEA e se reportam à amostra de 5.930 propriedades rurais do Estado de São Paulo, no ano agrícola 1975/76.

Da análise do crédito rural, inicialmente, podem ser destacadas as seguintes tendências e relações: a) o uso de crédito rural tende a aumentar com o tamanho da fazenda, especialmente no caso dos empréstimos à comercialização; b) a intensidade de uso da terra diminui com o tamanho da fazenda, enquanto uma tendência inversa parece ser observada com a produtividade da área sob cultivo; c) cana-de-açúcar e soja são cultivos efetuados em maior escala e, preferencialmente, nas grandes fazendas da amostra; e d) milho, arroz, feijão e café aparecem com um grau de disseminação elevado em todos os estratos da amostra, mas predominam nos estratos menores. Os resultados das regressões que estimam as relações, a nível regional, entre crédito (de custeio e total) e as variáveis tamanho da fazenda, tecnologia biológica e produtividade poderão ser úteis à política de crédito em particular. Essas três variáveis estão positivamente associadas ao uso regional do crédito em São Paulo.

1 - INTRODUÇÃO

À medida que se transforma e moderniza a agricultura tende a aumentar a demanda de capital para fazer frente às inovações tecnológicas e aos desajustes que caracterizam o processo de desenvolvimento. Em consequência, cresce a importância dos mercados financeiros e de crédito para o setor agrícola.

(1) Entregue para publicação em 19/02/1982. Reproduzido na íntegra segundo os originais do autor.

(2) Professor - Adjunto da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, da Universidade de São Paulo.

No Brasil, as políticas de crédito seletivo, preços, tributação e comércio exterior, dentre outras, têm influenciado não apenas o ritmo de produção e comércio, mas também a combinação de produtos e insumos na agricultura. A característica genérica é de uma política liberal no que tange ao mercado de fatores e de um excessivo controle com relação aos mercados de produtos agrícolas (21). As concessões nos mercados de fatores, principalmente através do crédito, constituem mecanismos de compensação às medidas que gravam o setor agrícola, o que para alguns economistas é coerente com o modelo de crescimento econômico, implantado a partir de meados da década de 60. Tal modelo, de início, enfatizou principalmente a expansão do setor industrial e uma abertura da economia para o mercado externo, abertura esta que gerou um rápido incremento das exportações e do endividamento.

Foi neste quadro econômico geral que se cristalizou a política de crédito rural como o principal instrumento de planejamento agrícola dos últimos quinze anos. Também neste quadro geral, estudos recentes têm identificado graves distorções decorrentes das políticas econômicas que condicionam a agricultura (3).

A avaliação do desempenho dos mercados financeiros e de crédito, bem como dos fatores associados ao uso de crédito, adquire maior importância no Estado de São Paulo, onde se produz aproximadamente 20 por cento da produção agrícola do País e se absorve 24 por cento dos financiamentos efetuados pelo Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR). A observação desses aspectos é que motivou esta pesquisa. O que se espera é que a análise apresentada colabore para melhor compreensão das relações entre uso de crédito e fatores condicionantes dos investimentos no setor agrícola.

2 - OBJETIVO DO ESTUDO

O objetivo central e específico deste estudo é estimar e interpretar as relações quantitativas entre crédito, de custeio e total, e variáveis econômicas selecionadas para o Estado de São Paulo. Como objetivo subjacente, procura-se também conhecer a estrutura do crédito e de fatores determinantes do nível de renda das unidades produtivas de diferentes classes de tamanho.

(3) Ver, por exemplo, MENDONÇA DE BARROS (13), SAYAD (17 e 18), ADAMS & GRAHAM (1), SCHUH (19), ARAUJO et alii (6) e ARAUJO & MEYER (7).

3 - METODOLOGIA

Inicialmente, faz-se a análise das medidas de uso médio de crédito e de algumas variáveis econômicas que caracterizam sete estratos de tamanho de propriedades rurais no Estado de São Paulo. Nessa análise são feitas duas abordagens, uma calculando os valores médios para o número total de observações de cada estrato e outra, calculando as médias para os usuários de crédito, adotantes de fertilizantes e propriedades que cultivaram determinados produtos. Os dados primários utilizados nesta pesquisa foram coletados no ano agrícola 1975/76. Pela sistemática de coleta do Instituto de Economia Agrícola (IEA), os dados de área, produção, preços e uso de insumos são referentes ao próprio ano agrícola 1975/76, mas os de crédito correspondem a 1974/75.

Embora a amostra em estudo seja dimensionada para estimar, nos diversos estratos, a produção das propriedades rurais do Estado e das dez Divisões Regionais Agrícolas (DIRAs) que o compõem, nesta análise não se tem a preocupação básica de tirar conclusões ou generalizar resultados para São Paulo e suas DIRAs. A amostra é considerada principalmente um excelente conjunto de informações econômicas que permitem um adequado tratamento analítico.

Os modelos analíticos empregados neste trabalho devem ser interpretados como indicativos da associação existente entre determinados fatores que condicionam a produção e o investimento, e uso regional do crédito, de custeio e total. Não se tratam, portanto, de modelos estimativos das relações da procura de crédito. Com o controle sistemático exercido pelas autoridades monetárias sobre as taxas de juros do crédito à agricultura brasileira, torna-se difícil especificar e estimar modelos de procura, com base na teoria econômica. ARAUJO (3) tentou estimar uma função da procura de crédito rural e, embora tenha obtido relações entre juros e quantidade de crédito com a direção sugerida pelo modelo teórico, não chegou a níveis aceitáveis de significância estatística para ter como válidas as relações estimadas para essas duas variáveis essenciais.

As relações quantitativas entre uso regional de crédito e algumas variáveis econômicas podem ser assim explicitadas:

$$Y_1 = f (X_1, X_2, \dots, X_{13}); e$$

$$Y_2 = f (X_1, X_2, \dots, X_{13});$$

onde,

Y_1 = valor do crédito de custeio, em cruzeiro;

Y_2 = valor do crédito rural total, em cruzeiro;

X_1 = tamanho da propriedade, em hectare;

X_2 = valor do capital em máquinas e benfeitorias, em cruzeiro

$X_3 = X_{11} / X_7$ = índice de tecnologia "biológica", em cruzeiro/cruzeiro;

X_4 = valor do capital em maquinaria, em cruzeiro;

$X_5 = X_4 / X_2$ = índice de tecnologia "mecânica", em cruzeiro/cruzeiro;

$X_6 = X_4 / X_1$ = índice de capital em maquinaria, em cruzeiro/hectare;

X_7 = valor da produção, em cruzeiro;

$X_8 = X_7 / X_2$ = índice de rotatividade do capital em máquinas e benfeitorias, em cruzeiro/cruzeiro;

$X_9 = X_7 / X_1$ = produtividade da fazenda, em cruzeiro/hectare;

$X_{10} = Y_2 / X_2$ = índice de endividamento, em cruzeiro/cruzeiro;

X_{11} = despesas com fertilizantes, em cruzeiro;

$X_{12} = X_4 / X_7$ = índice de mecanização, em cruzeiro/cruzeiro; e

$X_{13} = X_{11} / X_1$ = índice do uso de fertilizantes, em cruzeiro/hectare.

A variável dependente Y_1 representa o valor médio do crédito de custeio por propriedade em cada uma das 46 regiões em que foram agrupados os dados da amostra do IEA. A variável Y_2 é o somatório do valor médio das três modalidades principais de crédito rural. Os valores dessas duas variáveis referem-se ao ano agrícola 1974/75.

A variável independente X_1 representa o capital fundiário terra sob controle do agricultor, no ano agrícola 1975/76. Indica o tamanho médio das propriedades da região, mas pode ser interpretada como indicador das garantias reais a serem oferecidas nos empréstimos. Espera-se uma relação positiva entre X_1 e Y_1 .

A variável X_2 é outro indicador do tamanho médio da propriedade da região e das garantias reais, especialmente no caso de empréstimos para aquisição de tratores e implementos agrícolas. Representa o patrimônio da fazenda em máquinas agrícolas e benfeitorias no ano agrícola 1975/76. É uma medida parcial do estoque de capital físico e deve estar positivamente associada a Y_1 .

X_3 é uma medida da associação entre as inovações técnicas de natureza biológica na função de produção e uso de crédito. Sabidamente, essas inovações são poupadoras de terra e têm nos fertilizantes químicos um dos seus melhores exemplos. Daí, ter-se escolhido a relação entre despesa média com fertilizantes e valor médio da produção, ambos em 1975/76, para constituir essa variável independente. É de se esperar que as regiões com maior índice de tecnologia "biológica" usem quantidades maiores de crédito, especialmente crédito de custeio (Y_1).

A variável representativa do valor médio do capital em maquinaria das propriedades em cada região, X_4 , é uma parte da variável X_2 . Indica, o estoque acumulado até 1975/76 de tratores, implementos e outros equipamentos úteis à produção. Admite-se seja ela um indicador do acervo de garantias reais sob controle do agricultor e do tamanho das explorações ou atividades.

A variável X_5 é especificada como a razão entre as médias dos estoques de capital em maquinaria (X_4) e do patrimônio na forma de máquinas e benfeitorias (X_2). Quanto mais elevado for esse índice de tecnologia "mecânica" na região, maior deverá ser o volume de crédito utilizado. X_5 é também uma tentativa de captar indiretamente os efeitos da relação capital/trabalho e capital/área sobre o uso de crédito. Isto, porque na agricultura comercial de São Paulo (que tem acesso ao crédito) terra e mão-de-obra são fatores de oferta relativamente inelástica. Idealmente, porém, X_5 deveria conter em sua especificação outras formas de capital físico.

A variável X_6 é uma outra forma de medir a intensidade do uso do capital nas propriedades da região. Sabe-se, porém, que as propriedades mais intensivas no uso do capital em máquinas são aquelas que cultivam grandes lavouras. Assim, a medição desta variável, em termos de área total média das propriedades, pode constituir uma limitação importante nas regressões a serem estimadas.

O valor médio da produção dos principais produtos agropecuários, X_7 , é uma variável que representa principalmente as garantias pignoratórias exigidas normalmente nos empréstimos rurais. No caso de empréstimo com penhor agrícola trata-se de uma garantia lastreada na futura safra, enquanto nos empréstimos com penhor pecuário é normalmente objetivada por animais de renda ou de trabalho. Espera-se que X_7 esteja fortemente associada ao uso de crédito de custeio e total. Os efeitos da variável X_7 devem ser captados principalmente nos créditos de custeio e de comercialização. Financiamentos para investimento pecuário com prazos inferiores a 5 anos também podem ser influenciados pela produção dos animais dados em garantia. O tamanho do empreendimento pode ser outra opção para interpretar ou justificar uma associação positiva, esperada entre X_7 e Y_1 . Os preços atribuídos à produção agrícola e animal foram preços médios estimados pelo IEA para 1975/76.

A variável X_8 é obtida pelo quociente X_7/X_2 , isto é, valor da produção do ano por patrimônio em máquinas e benfeitorias. Trata-se de uma relação produto/capital para estimar a rotatividade média de uma parcela de capital físico das propriedades rurais da região. Aumentando esse índice, maiores deverão ser as necessidades de financiamento de produção e investimento com capital próprio e capital de terceiros (crédito). Esta variável independente deveria conter, em seu denominador, o valor do capital em animais e lavouras perenes.

A produtividade da fazenda, X_9 , medida em valor da produção do ano por unidade de área total, deve estar positivamente relacionada ao uso regional do crédito. Provavelmente, nesta variável estão sendo medidos efeitos de insumos e fatores importantes para explicar variações na produção e na produtividade.

X_{10} é uma variável que procura medir o endividamento em relação ao capital físico investido nas propriedades da região (Y_2/X_2). É um indicador, apenas parcial, da forma com que se pode medir o capital; somente será testada na estimação das relações do crédito de custeio.

As despesas médias com fertilizantes nas propriedades, da região em 1975/76 são expressas por X_{11} . Constitui, portanto, *proxy*

do consumo regional de fertilizantes. Especificou-se esta variável como alternativa para estimar as relações quantitativas — que se esperam positivas — entre tecnologia biológica e uso de crédito.

A razão entre o estoque de capital em maquinaria (X_4) e o valor da produção (X_7) é obtida pela variável X_{12} . Ela indica uma relação capital/produto e é, no caso, considerada uma medida alternativa do grau de mecanização das propriedades da região.

A despesa média com fertilizantes por unidade de área total é denominada índice de uso de fertilizantes (X_{13}). Mais recomendável seria medir-se esta variável através da relação fertilizantes/área sob cultivo, como alternativa para captar a associação entre tecnologias biológicas e uso de crédito. Outra especificação ainda mais precisa seria talvez obtida como a inclusão do numerador da fração de outros insumos modernos, como sementes melhoradas, rações balanceadas, sêmen e defensivos.

As regressões múltiplas são estimadas linearmente nos números naturais ou nos seus logarítimos e, neste caso, são adotados os símbolos LY_i e LX_i , respectivamente, para as variáveis dependentes e independentes. Essas variáveis são expressas em seus valores médios, obtidos a partir das observações referentes às propriedades localizadas em 46 sub-regiões agrícolas de São Paulo, e pertencentes às dez DIRAs do Estado. A informação básica para os modelos de regressão pode ser apreciada no anexo.

A estimativa dos coeficientes de regressão é feita pelo método dos mínimos quadrados. A significância das regressões é testada pela análise de variância, através do teste dos valores de F, de Snedecor, para o nível escolhido de probabilidade, no caso 5%. Outro indicador da proficiência das regressões é obtido através do coeficiente de determinação múltipla. Os coeficientes de regressão são analisados quanto à sua significância estatística através do teste t de Student.

Em 1975/76 o Estado possuía 48 sub-regiões nas Divisões Regionais Agrícolas. Neste estudo as Sub-Regiões de Araraquara, São Carlos e Taquaritinga são reunidas numa só região (4).

4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os primeiros resultados deste trabalho são referentes à análise da estrutura do crédito e de alguns fatores determinantes do rendimento

(4) Para o IEA, é considerada propriedade rural toda unidade de exploração agropecuária, com área cadastrada pelo Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (INCRA) e acima de 3 hectares. Em 1972, estimava-se em 256 mil, o número total dessas propriedades no Estado de São Paulo. Neste trabalho, empresa, fazenda e imóvel são empregados como sinônimos de propriedade rural.

to da empresa rural. Em segundo lugar, discutem-se as estimativas das relações econométricas entre o uso de crédito (de custeio e total) e algumas variáveis representativas do nível e tipo de tecnologia, tamanho do empreendimento, garantias de empréstimo, produtividade e rotatividade do capital físico. Para as estimativas relacionadas a este último objetivo, a unidade de observação é a média regional das variáveis selecionadas.

Além dos dados de área e produção, os cinco levantamentos efetuados pelo IEA em cada ano agrícola contemplam também outras informações valiosas para estudos sócio-econômicos da agricultura. E, pelo menos dois outros fatores garantem a boa qualidade dos dados desta pesquisa: a) as entrevistas são efetuadas por técnicos de nível superior ou de nível médio devidamente treinados e pertencentes à Coordenadoria de Assistência Técnica Integral – CATI, da Secretaria da Agricultura e Abastecimento; e b) as informações coletadas no ano agrícola 1975/76, passaram por diversos testes de coerência estatística.

4.1 - Análise das Medidas de Uso de Crédito e Fatores Selecionados, segundo Classes de Tamanho das Propriedades.

Nesta parte, são apresentados e discutidos os valores correspondentes às médias das variáveis selecionadas nos estratos de tamanho de propriedade. Esses estratos foram definidos em função de aspectos da estrutura de produção do Estado de São Paulo, sobretudo aqueles aspectos referentes à disponibilidade e uso de moderna tecnologia nas unidades de produção, bem como o sentido ou orientação comercial dessas unidades (5).

Inicialmente são apresentados os resultados de uso médio de crédito rural em 1974/75. Embora os dados da amostra do Instituto de Economia Agrícola permitissem uma separação entre as fontes institucionais e informais de crédito, preferiu-se agregá-los, segundo a finalidade principal dos empréstimos, em custeio, investimento, comercialização e total, por estrato (quadro 1). Uma razão para esse procedimento é a modesta participação das fontes informais no crédito total (7).

Nos seus valores médios, o uso de crédito tende a aumentar com o tamanho da propriedade. Nota-se ainda uma grande diferença entre as médias de cada estrato da amostra e das propriedades que usam crédito, especialmente no caso dos empréstimos de comercialização. Esses diferenciais crescem rapidamente nos estratos de maior tamanho.

QUADRO 1. - Uso Médio e Distribuição do Crédito Rural por Estrato de Tamanho de Propriedade Rural no Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1974/75

Estrato (1) número	Crédito de custeio		Crédito de comercialização		Crédito de investimento		Crédito total	
	Estrato (2) (a)	Usuário (3) (b)	Estrato (2) (c)	Usuário (2 e 3) (d)	Estrato (2) (e)	Usuário (3) (f)	Estrato (2) (g)	Usuário (3) (h)
				(em Cr\$)				
I	1.095 (482)	23.270 (46)	42	9.750 (2)	1.392	22.171 (29)	2.529	17.181 (68)
II	5.830 (1.586)	23.649 (391)	445	50.335 (14)	4.170	32.581 (203)	10.445	32.356 (512)
III	11.980 (1.714)	50.953 (403)	547	42.644 (22)	13.084	63.532 (353)	26.612	68.592 (640)
IV	26.680 (1.083)	111.561 (259)	4.458	201.158 (24)	22.831	107.039 (231)	53.969	147.970 (395)
V	64.876 (513)	297.155 (112)	10.119	471.907 (11)	34.517	171.916 (103)	109.512	321.027 (175)
VI	67.209 (405)	289.571 (94)	12.274	621.287 (8)	57.382	314.049 (74)	136.865	413.659 (134)
VII	105.643 (167)	630.086 (28)	7.328	407.936 (3)	69.138	444.078 (26)	182.109	724.101 (42)
Média do total	23.158 (5.930)	103.019 (1.333)	3.015	212.818 (84)	18.027	104.909 (1.019)	44.200	133.318 (1.966)

(1) Os estratos são assim definidos: I, de 3 - 10 hectares ou 1,24 a 4,13 alqueires; II, de 10 - 50 hectares ou 4,14 a 20,66 alqueires; III, de 50 - 200 hectares ou 20,67 a 86,64 alqueires; IV, de 200 - 500 hectares ou 86,65 a 206,61 alqueires; V, de 500 - 1000 hectares ou 206,62 a 413,22 alqueires; VI, de 1000 - 3000 hectares ou 413,23 a 1.239,67 alqueires; e VII, de mais de 3000 hectares ou acima de 1.239,67 alqueires.

(2) As médias são calculadas em função do número de observações de cada estrato na amostra (ver os números entre parênteses na coluna e).

(3) As médias são calculadas em função do número de propriedades que usam crédito, entre parênteses.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

A julgar pelas proporções apresentadas no total da amostra, 22,5% das propriedades tiveram acesso ao crédito de custeio, 17,2% ao de investimento e apenas 1,4% ao de comercialização. Considerando o crédito rural total, uma em cada três propriedades da amostra, efetuou empréstimos no ano agrícola 1974/75. Logo, um número expressivo de agricultores realizou mais de um empréstimo para objetivos diferentes.

A distribuição do crédito rural total é fortemente influenciada pelos valores médios recebidos pelos estratos maiores, de tal maneira que a média dos agricultores-usuários é quase oito vezes maior que aquela observada para os agricultores do estrato I. Os grandes tomadores do estrato VII apresentam uso médio de crédito 42 vezes maior que os pequenos tomadores do estrato I, sendo essa evidência válida para as três modalidades de financiamento. Nos créditos de custeio e de investimento esses diferenciais são, respectivamente, 27 e 20 vezes; no crédito de comercialização é 42 vezes.

Quando se analisam os valores totais de crédito recebido por estrato em relação ao valor total recebido pela amostra, tem-se evidência adicional de concentração nas propriedades de maior tamanho. Enquanto os estratos I, II e III recebiam 23,5% do total dos créditos, os estratos de maior tamanho (IV, V, VI e VII) recebiam 76,5%. (quadro 2).

QUADRO 2. - Valor do Crédito Recebido por Estrato (VCE) em Relação ao Valor do Crédito Recebido pela Amostra (VCA)

Estrato Número	Valor do Crédito Recebido (CR\$)	VCE/VCA (%)
I	1.168.308	0,44
II	16.566.272	6,32
III	43.898.880	16,75
IV	58.448.150	22,30
V	56.179.725	21,44
VI	55.430.306	21,15
VII	30.412.242	11,60
Total	262.103.883	100,00

FONTE: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Com base nos números do quadro 3 (última coluna), apenas 10% das unidades incluídas no estrato I receberam crédito de custeio, 0,4% de comercialização e 6,3% de investimento (5). Cerca de 15% dessas pequenas propriedades receberam um ou mais tipos de crédito no período. Nos estratos de maior tamanho, as proporções equivalentes são sempre mais elevadas e variam de 17% a 25% no custeio, de 0,8% a 2,2% na comercialização, de 13% a 21% no investimento e de 30% a 37% no crédito total.

No mesmo quadro 3, são apresentadas as distribuições referentes a área total, área cultivada, valor da produção/área cultivada e total, valor dos fertilizantes/propriedade e capital em máquinas e benfeitorias/área total. Três dessas variáveis são expressas como relações entre valores médios observados em 1975/76, a saber: valor da produção/área cultivada, valor da produção/área total e capital em máquinas e benfeitorias/área total.

Resultado a ser destacado é a tendência de menor intensidade de uso da terra (em cultivos) à medida que aumenta o tamanho da fazenda. Assim, por exemplo, no estrato I a relação área sob cultivo/área total é de 0,60 e nos estratos III e IV (de 50 a 200 hectares) é de 0,26 e 0,21, respectivamente, atingindo apenas 0,10 no estrato VII. A média da amostra é 0,18, o que sugere a possibilidade de expansão da área cultivada, mesmo considerando que nos estratos de maior tamanho o tipo de exploração é, em geral, a pecuária em base extensiva.

Apesar de reduzir o grau de utilização agrícola da propriedade com o aumento do tamanho, a relação valor da produção/área cultivada aumenta. Esta medida parcial de produtividade da terra é 1,6 vezes mais elevada nas propriedades do estrato VII em relação ao estrato I. Entretanto, da forma como foi calculado, esse indicador favorece as grandes propriedades que têm na pecuária de corte ou de leite sua atividade principal.

O valor da produção por hectare de área total mostra-se maior para as pequenas propriedades. No estrato I o valor da produção por hectare total é 3,8 vezes superior à média do estrato VII. Esses dois resultados sugerem, com alguma reserva, que a intensidade de cultivo é maior nas pequenas propriedades, mas a produtividade da área que efetivamente se cultiva cresce com o tamanho da fazenda.

(5) Os dados de investimento e comercialização não constam do quadro 3.

QUADRO 3. - Valores Médios de Área Total e Área Cultivada e Relações entre Variáveis Selecionadas por Tamanho de Propriedade Rural no Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1975/76

Estrato (1) Número	Área total (ha)	Área cultivada (2) (ha)	Valor da produção / Área (Cr\$ / ha)		Fertilizantes por propriedade (Cr\$)		Capital em máquinas e benfeitorias por unidade de área (Cr\$/ha)	Participação das propriedades com crédito no total das propriedades (%)	
			Total	Área cultivada	Amostra	Adotantes (3)		Com crédito de de custelo	Com qualquer um dos tipos
I (462)	6,80	4,07	2.124	3.548	406	1.752 (107)	11.958	10	16
II (1586)	30,15	11,09	1.537	4.178	1.618	4.796 (535)	4.500	25	32
III (1714)	99,46	26,34	1.111	4.195	4.505	11.824 (653)	2.658	23	37
IV (1083)	290,18	61,03	1.034	4.919	10.856	24.596 (478)	2.093	24	36
V (513)	606,06	133,22	1.274	5.798	31.744	65.930 (247)	1.630	22	34
VI (405)	1.195,77	216,04	1.114	6.168	36.483	79.438 (186)	1.486	23	33
VII (167)	3.310,70	317,23	562	5.866	59.100	124.934 (79)	783	17	25
Média do Total (5930)	317,67	57,25	977	5.424	10.658	27.642 (2285)	1.605	22	33

(1) Os estratos são assim definidos: I, de 3 - 10 hectares ou 1,24 a 4,13 alqueires; II, de 10 - 50 hectares ou 4,14 a 20,66 alqueires; III, de 50 - 200 hectares ou 20,67 a 86,64 alqueires; IV, de 200 - 500 hectares ou 86,65 a 206,61 alqueires; V, de 500 - 1000 hectares ou 206,62 a 413,22 alqueires; VI, de 1000 - 3000 hectares ou 413,23 a 1.239,67 alqueires; e VII, de mais de 3000 hectares ou acima de 1.239,67 alqueires. Os números entre parênteses correspondem ao número de propriedades no estrato.

(2) Com os seguintes produtos: arroz, feijão, milho, algodão, café, soja, laranja, cana-de-açúcar, amendoim e mamona.

(3) Médias calculadas em função do número de adotantes, indicados entre parênteses.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

O valor médio das despesas anuais com fertilizantes nas propriedades em estudo cresce continuamente até o último estrato da amostra. Relacionando-se essa despesa com a área cultivada de cada estrato, o uso de fertilizantes aumentaria de 110kg/ha do produto composto 4:14:8 no estrato I para 262kg/ha no estrato V, em seguida declinando até 204kg/ha no estrato VII. Isto significa que os seguintes níveis médios de consumo de nutrientes totais seriam obtidos em números redondos: no estrato I, 29kg/ha; no estrato V, 68kg/ha; e no estrato VII, 53 kg/ha.

A análise das propriedades que usam fertilizantes (38,5% da amostra) revela que a maior percentagem de adotantes é encontrada no estrato V (48,1% das propriedades de 500 a 1.000 hectares). Exceção feita ao estrato I, nos demais a percentagem de adotantes é elevada, especialmente nos estratos de maior tamanho. A despesa média das propriedades que efetivamente usaram esse insumo em 1975/76 foi de Cr\$27,6 mil, o que representaria aproximadamente 30,3t do mesmo fertilizante químico composto 4:14:8 (6).

A relação entre estoque de capital em máquinas e benfeitorias e área total do imóvel sugere uso mais intensivo de capital nos estratos de menor tamanho. Há uma nítida tendência para explorações ou atividades mais extensivas nas fazendas de maior tamanho, o que na agricultura paulista é o caso específico da pecuária de corte e talvez de algumas lavouras cafeeiras. Por outro lado, nas pequenas propriedades é possível que a maior presença relativa das benfeitorias exigidas por granjas avícolas, leiteiras e de suínos constitua uma explicação adicional.

Uma perspectiva importante para a política de crédito diz respeito ao sistema de produção. Neste sentido, convém analisar como dez das principais culturas do Estado — arroz, feijão, milho, algodão, café, soja, laranja, cana-de-açúcar, amendoim e mamona — estavam distribuídas em 1975/76 nos estratos da amostra (7). No quadro 4, as áreas médias desses produtos são calculadas com o número total de observações e no quadro 5, apenas com as propriedades que cultivavam arroz, feijão, milho, algodão, café, soja, laranja e cana-de-açúcar.

(6) O preço médio de Cr\$912,00 por tonelada, no segundo semestre de 1975, foi utilizado nos exercícios acima, conforme dados do IEA, e considerando o subsídio de 40% vigente na época.

(7) Segundo o Prognóstico da Região Centro-Sul (16) esses produtos representavam 50% do valor da produção agropecuária, em 1974/75.

QUADRO 4. - Área Média das Principais Culturas no Total da Amostra de 5.930 Propriedades Rurais, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1975/76 (em hectare)

Estrato (1)	Arroz	Feijão	Milho	Algodão	Café	Soja	Laranja	Cana-de-Açúcar	Amendoim e Mamona	Total
I (462)	0,35	0,19	1,24	0,007	0,93	0,00	0,67	0,52	0,16	4,07
II (1586)	1,42	0,68	3,20	0,16	2,01	0,52	1,11	1,14	0,86	11,09
III (1714)	3,42	1,14	8,07	0,35	3,59	2,63	2,94	2,80	1,40	26,34
IV (1083)	6,53	1,67	16,63	0,84	9,27	5,41	6,13	13,24	1,30	61,03
V (513)	13,46	1,34	30,96	2,24	12,49	11,32	14,90	43,33	3,16	133,22
VI (405)	16,80	3,37	50,71	1,50	17,81	24,74	22,12	70,71	8,29	216,04
VII (167)	22,99	5,57	78,56	0,93	9,27	42,94	1,00	145,41	10,56	317,23
Média do Total (5930)	5,55	1,33	14,68	0,62	5,90	5,77	5,15	16,24	2,02	57,25

(1) Os estratos assim definidos: I, de 3 - 10 hectares ou 1,24 a 4,13 alqueires; II, de 10 - 50 hectares ou 4,14 a 20,66 alqueires; III, de 50 - 200 hectares ou 20,67 a 86,64 alqueires; IV, de 200 - 500 hectares ou 86,65 a 206,61 alqueires; V, de 500 - 1000 hectares ou 206,62 a 413,22 alqueires; VI de 1000 - 3000 hectares ou 413,23 a 1.239,67 alqueires; e VII, de mais de 3000 hectares ou acima de 1.239,67 alqueires. Os números entre parênteses correspondem ao número de propriedades da amostra.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

QUADRO 5. - Área Média das Principais Culturas nas Propriedades em que são Exploradas, Amostra de 5.930 Propriedades Rurais, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1976/76 ⁽¹⁾
(em hectare)

Estrato ⁽²⁾	Arroz	Feljão	Milho	Algodão	Café	Soja	Laranja	Cana-de Açúcar
I (462)	1,68 (102)	1,41 (63)	1,81 (219)	0,09 (2)	4,31 (98)	0,0 (0)	5,40 (57)	3,14 (78)
II (1586)	3,68 (610)	3,91 (276)	5,72 (887)	16,03 (16)	6,09 (522)	19,32 (43)	14,53 (132)	5,26 (343)
III (1714)	8,13 (721)	8,85 (286)	12,55 (1102)	23,76 (25)	12,84 (479)	56,34 (80)	31,15 (162)	5,86 (570)
IV (1083)	15,15 (467)	9,86 (183)	26,14 (689)	65,25 (14)	33,93 (296)	119,63 (49)	65,76 (101)	34,71 (413)
V (513)	30,56 (226)	11,14 (62)	51,24 (310)	115,05 (10)	43,01 (149)	170,78 (34)	162,69 (47)	103,39 (215)
VI (405)	38,85 (175)	21,65 (63)	78,69 (261)	152,10 (4)	69,36 (104)	256,91 (39)	308,91 (29)	182,42 (157)
VII (167)	55,64 (69)	32,08 (29)	117,14 (112)	30,98 (5)	67,30 (23)	325,97 (22)	27,80 (6)	539,62 (45)
Média do Total (5930)	13,00 (2370)	8,22 (962)	24,31 (3680)	48,44 (76)	20,93 (1671)	128,08 (267)	57,16 (534)	52,96 (1819)

(1) Os números entre parênteses são correspondentes ao número de propriedades que cultivam o produto.

(2) Os estratos são assim definidos: I, de 3 - 10 hectares ou 1,24 a 4,13 alqueires; II, de 10 - 50 hectares ou 4,14 a 20,66 alqueires; III, de 50 - 100 hectares ou 20,67 a 86,64 alqueires; IV, de 200 - 500 hectares ou 86,65 a 206,61 alqueires; V de 500 - 1000 hectares ou 206,62 a 413,22 alqueires; VI, de 1000 - 3000 hectares ou 413,23 a 1.239,67 alqueires; e VII, de mais de 3000 hectares ou acima de 1.239,67 alqueires. Os números entre parênteses correspondem ao número de propriedades da amostra.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Pela ordem, cana-de-açúcar, milho, café, soja, arroz e laranja são os cultivos que se destacam na amostra do IEA, a julgar pela área média de cada cultura. O algodão que fora uma atividade importante em São Paulo, no ano agrícola 1975/76 estava com preços relativos desfavoráveis no mercado internacional e doméstico, e daí a sua posição inexpressiva em termos de área cultivada.

A cana-de-açúcar e a soja tendem a se concentrar nas propriedades de maior tamanho. Laranja e café predominam nos estratos IV, V e VI, isto é, nas propriedades de 200 a 3.000 hectares, notando-se porém a maior presença do café em todos os estratos. Milho, arroz e feijão são cultivos bem distribuídos na amostra, só que o feijão apresenta áreas médias muito pequenas em todos os estratos.

Aparentemente, existem razões econômicas que justificam esses padrões de distribuição, especialmente nas culturas de maior índice de mecanização e ganhos à escala, como é o caso de cana-de-açúcar, soja e laranja. Por outro lado, esses fatos estariam explicando, ainda que parcialmente, a concentração do crédito nas grandes propriedades.

Para se ter uma visão mais realista da relação entre área cultivada com esses produtos e o crédito, alguns pontos evidenciados no quadro 5 devem ser realçados.

Os produtos de maior disseminação na amostra foram o milho, cultivado em 60% das propriedades, o arroz em 40%, a cana-de-açúcar em 31%, o café em 28% e o feijão em 16%. Laranja, soja e algodão eram cultivados, respectivamente, em 9%, 4,5% e 1,3% das 5.930 propriedades analisadas.

Relativamente ao perfil de distribuição das lavouras pelos estratos de tamanho, os dados das propriedades que as exploravam em 1975/76 evidenciam a vocação das grandes fazendas para o cultivo da cana-de-açúcar, soja e laranja. Café, milho e arroz são lavouras de tamanho médio, mas que aparecem de forma significativa em todos os estratos. Confirmam-se, assim, os resultados obtidos para todas as observações da amostra.

Outra conclusão da análise é que feijão, arroz e milho são produtos para os quais o crédito rural deveria ser orientado prioritariamente, com dois propósitos socialmente relevantes: estimular a produção de alimentos e apoiar os pequenos e médios agricultores. A prevalerem os atuais níveis de subsídio no crédito, mais fortes são os argumentos em favor desta tese. As propriedades com menos de 200 hectares respondiam, respectivamente, por 64%, 61% e 60% do número total de propriedades da amostra que cultivavam essas lavouras. O café

é outro produto que pode contribuir para uma redistribuição do crédito em favor das propriedades menores. Além de ser lavoura intensiva no uso de mão-de-obra, 65% das unidades que produziavam café estavam, e certamente estão ainda, nos estratos I, II e III.

4.2 - Análise Quantitativa dos Fatores Associados ao Uso de Crédito

Nesta parte da pesquisa estimam-se relações quantitativas entre algumas variáveis econômicas e o crédito rural, de custeio e total. O conhecimento dessas relações poderá ser útil às autoridades responsáveis pela política de crédito no Brasil. Espera-se que possa ser útil também às instituições bancárias que integram o SNCR, bem como aos técnicos e pesquisadores da área de mercados financeiros.

Antes, porém, de se apresentar e analisar os resultados que estimam essas relações quantitativas, tem-se, no quadro 6, dados médios da amostra do IEA, agrupados segundo regiões do Estado de São Paulo. Esses dados representam apenas algumas variáveis que são utilizadas nas regressões múltiplas alternativas, isto é: área total, despesas com fertilizantes, capital em maquinaria, capital em benfeitorias, valor da produção e crédito rural total.

As observações constantes da amostra de propriedades rurais sugerem que as regiões de Ribeirão Preto, Campinas e Marília estão em nítida vantagem sobre as demais regiões do Estado em termos de despesas com fertilizantes, estoque de capital em máquinas e benfeitorias, valor da produção e valor dos créditos recebidos. Ribeirão Preto e Marília aparecem também com destaque na variável representativa da área total das propriedades. No outro extremo, situam-se as regiões de São Paulo e Vale do Paraíba, cujos valores médios de fertilizantes, capital físico e valor da produção são extremamente reduzidos, assim como o são os valores do crédito total.

Como já indicado anteriormente, não se pretendeu estimar relações estruturais da procura de crédito, embora algumas variáveis possam ser consideradas fatores que influenciam a quantidade procurada de crédito. Outra questão de natureza metodológica diz respeito às variáveis utilizadas para representar ou medir o uso de crédito (de custeio e total) nas regressões múltiplas. Essas variáveis deveriam ser medidas como o valor médio regional dos anos agrícolas 1974/75 e 1975/76, a exemplo do que fez ARAUJO (4). Todavia, esse procedimento metodológico não pode ser desenvolvido pois os dados de crédito referentes ao ano agrícola 1975/76, e coletados pelo IEA no ano agrícola 1976/77, encontravam-se ainda em fase de teste de coerência estatística. Assim, os dados de 1974/75 são usados como indicadores do uso médio regional do crédito.

QUADRO 6. - Valores Médios de Variáveis Econômicas Seleccionadas e de Crédito Rural Total, por Região do Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1975/76

DIRA	Número de Observações	Área total (ha)	Despesas com fertilizantes (Cr\$)	Capital (Cr\$)		Valor da produção (Cr\$)	Crédito total (1) (Cr\$)
				em maquinária	em benfeitorias		
São Paulo	334	230,62	1.423	122.114	155.952	24.473	3.421
Vale do Paraíba	601	160,84	332	65.182	128.249	69.446	8.147
Sorocaba	682	396,37	6.770	245.749	281.638	254.578	34.244
Campinas	844	279,77	18.499	382.256	330.241	521.313	61.681
Ribeirão Preto	627	428,36	25.053	456.860	398.166	780.748	81.959
Bauru	545	156,16	8.594	149.036	197.696	235.513	29.814
São José do Rio Preto	811	317,76	8.362	171.797	262.664	267.676	34.055
Araçatuba	454	507,15	11.257	226.035	383.931	225.900	41.387
Presidente Prudente	453	355,29	6.892	133.156	212.736	168.440	33.300
Marília	579	347,33	11.830	278.888	287.902	283.243	90.865
Total	5.930	317,67	10.651	236.358	273.413	310.519	44.200

(1) Os dados referem-se ao ano agrícola 1974/75.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Pressupõe-se que entre as regiões analisadas não houve mudanças significativas de um ano para outro nas variáveis selecionadas de forma a alterar os coeficientes de regressão estimados. Ademais, no período coberto pelos dados disponíveis não foram introduzidas alterações institucionais na política que pudessem induzir também a mudanças expressivas na distribuição do crédito.

É claro que nas regressões estimadas o nível de intercepção, expresso pela constante "a", seria diferente do calculado se Y_i pudesse ser medido pelo valor médio do biênio ou, alternativamente, pelo valor médio dos créditos obtidos em 1975/76. Em resumo, espera-se que a boa qualidade dos dados utilizados e mais o fato das variáveis independentes representarem, em sua maior parte, características estruturais de produção regional, que não se modificam a curto prazo, mais do que compensem essa limitação imposta pelos dados disponíveis. E, acima de tudo, que não sejam viesadas as estimativas obtidas.

Para identificar a melhor função estimativa das relações econômicas entre crédito (Y_i) e fatores associados ao seu uso regional (X_i) foram testados diversos ajustamentos lineares e logarítmicos, com diferentes combinações de variáveis independentes.

A escolha das melhores equações estimativas é feita a partir de princípios econômicos e do nível de significância dos coeficientes b_i . Quer isto dizer que os sinais desses coeficientes e sua estabilidade, foram especialmente considerados na seleção das regressões que estimam as relações entre uso de crédito e fatores econômicos ou variáveis relevantes.

No quadro 7 são apresentados os parâmetros que estimam como e em que magnitude o valor regional médio do crédito de custeio (LY_1) está associado ao tamanho da fazenda, expresso pela variável área total média (LX_1); ao índice de tecnologia biológica expresso pela relação despesas com fertilizantes/valor da produção (LX_3) e ao índice de produtividade da fazenda, expresso pela relação valor da produção/área total (LX_9). O coeficiente de determinação dessa regressão (R^2) é 66% sendo estatisticamente significativa à sua análise de variância ($F = 27,8542$). E os valores estimados para b_i são todos eles confiáveis ao nível de 1% de probabilidade, com base nos resultados de " tb_i ".

No mesmo quadro 7, estão os parâmetros da equação escolhida para quantificar a associação de alguns fatores econômicos ao uso regional do crédito rural total (LY_2). Como no caso do crédito de custeio, as variáveis independentes são a área total média (LX_1), o

nível de tecnologia biológica (LX_3) e o nível de produtividade (LX_9). O coeficiente de determinação da regressão (R^2) é da ordem de 58% e a análise de variância estatisticamente significativa ($F = 19,3608$). Os valores estimados para b_i têm sinais positivos e são confiáveis a altos níveis de probabilidade (5% para b_1 e 1% para b_3 e b_9).

QUADRO 7. - Estimativa dos Parâmetros das Relações entre Crédito de Custeio e Crédito Rural Total, e Fatores Associados ao seu Uso Regional, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1975/76

Variável independente (X_i)	Coeficientes de regressão ⁽¹⁾ (b_i)	
	Crédito de custeio (Ly_1)	Crédito total (Ly_2)
LX_1 , Tamanho da fazenda	1,7342 * * (2,7464)	1,3964 * (2,0133)
LX_3 , Tecnologia biológica	0,5228 ** (3,1236)	0,5804 ** (3,1570)
LX_9 , Produtividade da fazenda	1,9491 ** (7,1785)	1,6930 ** (5,6768)
a, termo constante	- 12,8394	- 8,4239
Coeficiente de correlação múltipla, R	0,8158 **	0,7618 **
Coeficiente de determinação, R^2	0,6655	0,5803
Valor de F	27,8542	19,3608

(1) Os valores entre parênteses são os " tb_i ". Um asterisco indica significância ao nível de 5% de probabilidade e dois asteriscos, ao nível de 1% de probabilidade.

A interpretação econômica dos parâmetros das equações selecionadas tem implicações para uma análise mais profunda de questões de política agrícola, em geral, e de política de crédito rural, em particular. A primeira, e talvez a mais simples, é a de que os coeficientes b_j , considerados elasticidade de uso regional do crédito, indicam alta sensibilidade do crédito às variáveis produtividade e tamanho e, embora menos sensível, à variável tecnologia biológica. É muito importante o fato de que o crédito de custeio e o crédito total são igualmente sensíveis à variável (LX_9), em valores superiores à unidade. Sendo a equação ajustada nos logaritmos das variáveis, esses coeficientes são, explicitamente, uma estimativa da variação percentual no uso do crédito de custeio e do crédito total devida à variação também percentual, e isolada, em área total (LX_1), tecnologia biológica (LX_3) e produtividade (LX_9).

Assim, por exemplo, para a variação isolada e positiva de 10% em uma das variáveis independentes, poder-se-ia esperar um aumento no uso regional médio do crédito de custeio de 17,3%, 5,2% e 19,5%, respectivamente para LX_1 , LX_3 e LX_9 . No caso da regressão estimada para o crédito total, as variações em LY_2 e, correspondentes a 10% de acréscimo nas variáveis independentes seriam de 14,0%, 5,8% e 16,9% respectivamente para LX_1 , LX_3 e LX_9 .

Portanto, a se confirmarem esses números, as políticas que de alguma forma favorecem o aumento do tamanho das fazendas, a difusão de inovações técnicas de natureza biológica e o crescimento da produtividade estarão, simultaneamente, estimulando o maior uso regional do crédito. SHANE (20) fez uma análise muito interessante na agricultura norte-americana e concluiu ser crescente e talvez irreversível a tendência de participação do crédito no financiamento da produção agrícola. Uma possível explicação para isso seria a constatação, naquele País, de uma evolução positiva das três variáveis especificadas nas regressões em análise.

No caso particular da agricultura paulista, tais resultados parecem também coerentes com alguns traços marcantes do cenário predominantemente comercial e dinâmico, que a caracteriza.

Com efeito, o Estado de São Paulo possui uma dotação de recursos naturais, humanos e materiais que o colocam em posição vantajosa no quadro geral da agricultura brasileira. O seu clima, topografia e solos permitem a exploração de um grande número de produtos, com rendimentos físicos e econômicos comparáveis aos obtidos em algumas regiões de agricultura bastante adiantada. Relativamente ao País, o maior nível dos investimentos feitos em pesquisa

agrícola e educação garantem, por seu turno, uma base sólida para um crescimento auto-sustentável (8).

A oferta de terras em São Paulo pode ser considerada inelástica, o que incentiva os agricultores a perseguirem ganhos crescentes de produtividade ao invés de realizarem aumentos da área sob cultivo. É verdade, porém, que ainda existem alguns espaços regionais a serem ocupados por certos produtos, através de uma realocação ou substituição de áreas de culturas e principalmente de pastagem. Entretanto, os estímulos econômicos para esse remanejamento de explorações ou atividades terão que ser muito fortes, e idealmente, originados nos mercados de produtos e de fatores.

Relativamente à presença da variável tamanho da propriedade (LX_1) nas duas regressões constantes do quadro 7, pode-se interpretá-la sob dois ângulos distintos. Um, como indicador do tamanho ou volume de negócios, e outro, como indicador de garantia às instituições bancárias nas operações de crédito. Os resultados obtidos indicam que as regiões com propriedade média de maior tamanho receberam mais créditos em 1975/76. Consideração adicional é a de que houve no Estado, sensível diminuição do número de estabelecimentos rurais, de -15%, e pequena expansão na respectiva área total, de 0,6%, entre os dois últimos Censos. Conseqüentemente, isto levou a uma expansão da área do estabelecimento médio de 62,5 para 73,8 hectares, ou seja, o expressivo aumento de 18%. Caso persista essa tendência, uma hipótese a ser testada em futuras pesquisas é a de que os agricultores com maior acesso ao crédito comprem ou arrendam mais terras, através da substituição de capital próprio por capital externo. Para testar essa hipótese, ter-se-ia que efetuar uma análise temporal em amostra de agricultores tomadores de empréstimos, sendo tais empréstimos considerados como uma liquidez adicional para o tomador.

O fato da variável representativa de tecnologias biológicas (LX_3) estar altamente associada à variável crédito (LY_1) deve ser interpretado com atenção. Sem dúvida, os fertilizantes constituem um dos melhores indicadores da adoção de inovações técnicas poupadoras de terra. ENGLER (9) estimou uma função de produção agregada para São Paulo e, nessa função, a variável fertilizantes apresentou um resultado significativo e semelhante aos obtidos por HAYAMI & RUTTAN (12) para 38 países, e por OGG (15) e GRILICHES (11) para os Estados Unidos; a elasticidade de produção desse insumo foi estimada

(8) Diversas pesquisas enfatizam a rentabilidade social (e privada) desses investimentos. Ver AYER & SCHUH (8), FONSECA (10) e MORICÓCHI (14).

em 0,17 para São Paulo. Além dos fertilizantes constituírem uma importante variável para a produção agrícola, os resultados desta pesquisa evidenciam serem eles um fator positivamente associado ao uso de capital externo, obtido via crédito. Outra constatação interessante é a alta correlação dos fertilizantes com a variável produtividade (LXg).

Não se deve desconsiderar porém que os estímulos dados pela política de crédito ao uso de fertilizantes têm sido muito generosos desde a implantação do FUNFERTIL na segunda metade dos anos 60 (9). Se de um lado os fertilizantes constituem importante explicação para os ganhos de produção e produtividade na agricultura paulista, de outro, os estímulos que recebem nos mercados financeiros criaram uma situação de estreita dependência entre uso de fertilizantes e uso de crédito (10).

A outra variável independente das regressões selecionadas é a produtividade da fazenda, Xg. Além de se constituir um resultado coerente com o atual estágio de desenvolvimento da agricultura paulista, as altas correlações que LXg exhibe com as variáveis LX4 e LX6, representativas do capital físico em máquinas e implementos agrícolas, sugerem que os efeitos da mecanização agrícola, que se vem registrando em São Paulo a partir do final dos anos 50, são parcialmente captados por variações no índice de produtividade das fazendas. Esta é uma indicação particularmente importante para determinadas regiões, como Ribeirão Preto Campinas e Marília, onde as relações capital/trabalho devem ser elevadas e, portanto, maiores também serão as necessidades de capital na função de produção e, por consequência, de crédito para investimento.

Ainda com relação à variável LXg, ela se apresenta com a característica particular de estar, simultaneamente, associada a inovações técnicas mecânicas (poupadoras de mão-de-obra) e a inovações técnicas biológicas (poupadoras de terra).

(9) Atualmente, não se cobram juros ao agricultor no empréstimo para aquisição de fertilizantes. Além disso, os bancos podem refinanciar o valor do empréstimo junto ao BACEN, mediante a taxa de 9% que, deduzida da taxa de 15% a que fazem jus do mesmo BACEN, dá um rendimento nominal líquido de 6% aos bancos. O Fundo Especial de Desenvolvimento Agrícola - (FUNDAG) é responsável pelo pagamento dos 15% de juros e o Fundo Nacional de Refinanciamento Rural - (FNRR) cobra a taxa de 9% sobre o valor da operação refinanciada.

(10) ANJOS & NEGRI NETO (2) estimam que o subsídio de crédito e preço aos fertilizantes pode ter atingido Cr\$4,5 bilhões no ano de 1975.

Finalizando esta análise, cabem alguns comentários de natureza estatística sobre as regressões ajustadas. O primeiro, é que além das regressões apresentadas no Apêndice outras foram testadas, mas não chegaram a resultados satisfatórios. Outro, é que os dois modelos selecionados exibem parâmetros, com magnitude, direção e testes estatísticos, que comprovam um forte relacionamento entre as variáveis, tanto na forma linear como logarítmica dos valores observados. A opção pela forma logarítmica deveu-se principalmente a maior facilidade de interpretação econômica dos coeficientes b_j . Um terceiro aspecto, é que as regressões $LY_1 = f(LX_2, LX_3, LX_8)$ e $LY_2 = f(LX_2, LX_{13}, LX_8)$ poderiam ser consideradas modelos alternativos aos selecionados. Entretanto, dificuldades práticas em medir algumas das variáveis independentes (LX_8 e LX_{13} , por exemplo) impediram que assim o fossem.

5 - CONCLUSÃO

A exemplo do que ocorre no País, os resultados desta pesquisa apontam uma concentração da oferta de crédito em algumas regiões do Estado de São Paulo: Ribeirão Preto, Campinas e Marília. Entretanto, possivelmente pelo fato de possuir um maior leque de opções tecnológicas (inclusive para as pequenas propriedades) a distribuição do crédito em São Paulo é menos viesada do que aquela estimada para o País, em outras pesquisas.

Da presente análise quantitativa do crédito rural no Estado de São Paulo, podem ser destacadas as seguintes tendências e ilações, fundamentais nas medidas de uso médio de algumas variáveis econômicas:

- a) o uso de crédito rural tende a aumentar com o tamanho da fazenda, especialmente no caso dos empréstimos à comercialização.
- b) a intensidade de uso da terra diminui com o tamanho da fazenda, enquanto uma tendência inversa parece ser observada com produtividade da área sob cultivo;
- c) o consumo de fertilizantes por unidade de área cultivada aumenta até as fazendas com 500 a menos 1.000 hectares, onde se concentra maior número de adotantes da técnica de adubação, e em seguida, diminui até as fazendas de maior tamanho onde há uma predominância da atividade pecuária;
- d) cerca de 38,5% dos agricultores da amostra em estudo utiliza-

- ram fertilizantes no ano agrícola 1975/76;
- e) o capital em máquinas e benfeitorias é mais intensamente utilizado nas fazendas de menor tamanho, tendendo as de maior tamanho ao uso mais extensivo do capital físico;
 - f) cana-de-açúcar e soja são cultivos efetuados em maior escala e preferencialmente concentrados nas grandes fazendas da amostra; e,
 - g) milho, arroz, feijão e café aparecem com um grau de disseminação muito elevado em todos os estratos da amostra, mas predominam nos estratos menores.

A interpretação econômica dos modelos selecionados para quantificar as relações de associação, a nível regional, entre crédito (de custeio e total) e as variáveis tamanho da fazenda, tecnologia biológica e produtividade poderá ser útil à análise da política de crédito e, possivelmente, a outras políticas não financeiras. Tudo indica que essas três variáveis estão positivamente associadas ao uso regional do crédito. No caso de variações no tamanho da fazenda e na produtividade podem ser esperadas variações mais que proporcionais no uso de crédito. Quanto à variável tecnologia biológica, medida em despesas com fertilizantes por unidade de valor da produção, também é significativa a variação esperada no crédito, embora em proporção menor que nos casos anteriores. Esses resultados parecem coerentes com a dotação e o uso dos recursos naturais, humanos e materiais a serviço da agricultura de São Paulo e configuram fatos e tendências observados em regiões de agricultura mais madura.

À medida que forem corrigidas algumas distorções de política econômica nos mercados de produtos, de fatores de produção (e também de crédito) poder-se-á esperar um melhor desempenho da agricultura, com uma irreversível e crescente tendência de participação do crédito na produção.

LITERATURA CITADA

- 1- ADAMS, D. & GRAHAM, Douglas. *A critique of traditional agricultural credit projects and policies*. Columbus, The Ohio State University, Department of Agricultural Economics and Rural Sociology, 1980. s.p. (Occasional Paper, 621)
- 2- ANJOS, Natanael M. & NEGRI NETO, Afonso. *Subsídios aos preços de fertilizantes: custo social e benefícios*. Secretaria da Agricultura, IEA, 1980. 8p. (Relatório de Pesquisa, 12/80)

- 3 - ARAÚJO, Paulo F. Cidade. *Aspectos da utilização e eficiência do crédito e de alguns fatores de produção na agricultura - Itapetininga, Guareí, Estado de São Paulo.* Piracicaba, ESALQ/USP, 1979. 125p. (Tese-Doutorado)
- 4 - _____ . *An economic study of factors affecting the demand for agricultural credit at the farm level.* Columbus, Ohio State University, 1967. 101p. (Tese-Mestrado)
- 5 - ARAÚJO, Paulo F. Cidade et alii. 'Crescimento e desenvolvimento da agricultura paulista. *Agricultura em São Paulo, SP, 21 (11):169-199, 1974.*
- 6 - ARAÚJO, Paulo F. Cidade & MEYER, R. L. Política de crédito agrícola no Brasil: objetivos e resultados. In: VEIGA, Alberto. *Ensaio sobre política agrícola brasileira.* São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1979, p.137-162.
- 7 - ARAÚJO, Paulo F.C.; ZYLBERZTAJN, D.; CASTRO, J. P. Ramalho. Inflação e preços dos alimentos. In VERA Fº, F. M. R. R. *Agricultura como opção social de desenvolvimento econômico, s.n.t. cap. 4 (não publicado)*
- 8 - AYER, Harry W. & SCHUH, G. Edward. Taxas de retorno social e outros aspectos da política agrícola: o caso da pesquisa do algodão em São Paulo, Brasil. In: ARAÚJO, Paulo F. C. & SCHUH, G. Edward. *Desenvolvimento da agricultura: educação, pesquisa e assistência técnica.* São Paulo, Pioneira, 1975. v:2, cap. 2, p.117-138.
- 9 - BARROS, Mendonça J. R. Política e desenvolvimento agrícola no Brasil. In: VEIGA, Alberto. *Ensaio sobre política agrícola brasileira.* São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1979. p.9-35.
- 10 - ENGLER, Joaquim J. C. *Análise da produtividade agrícola entre regiões do Estado de São Paulo.* Piracicaba, ESALQ/USP, 1975. 132p. (Tese-Livre Docência)
- 11 - FONSECA, Maria Aparecida S. *Retorno social aos investimentos em pesquisa na cultura do café.* Piracicaba, ESALQ/USP, 1976. 148p. (Tese-Mestrado)

- 12 - GRILICHES, Zvi. Despesas em pesquisa e educação na função de produção agrícola agregada. In: ARAÚJO, Paulo. F. C. & SCHUH, G. Edward. *Desenvolvimento da agricultura: educação, pesquisa e assistência técnica*. São Paulo, Pioneira, 1979. v.2., cap. 2, p.101-116.
- 13 - HAYAMI, Yujiro & RUTTAN, V. W. Agricultural productivity differences among countries. *The American Economic Review*, Menasha, 60 (5): 895-911, Dec. 1979.
- 14 - MORICOCCHI, Luiz. Algumas considerações sobre a produção de leite no Estado de São Paulo. *Informações Econômicas*, São Paulo, 9 (2):31-40, fev. 1979.
- 15 - OGG, C. *Sources of agricultural productivity differences in North America*. Saint Paul, University of Minnesota, 1974. s.p. (Tese-Ph.D)
- 16 - PROGNÓSTICO REGIÃO CENTRO-SUL, 1974/75. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1974.
- 17 - SAYAD, João. *Crédito rural no Brasil*. Brasília, Ministério da Agricultura/Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, 1978. 93p. (Relatório de Pesquisas, 1)
- 18 - _____ . *The impact rural credit on production and income distribution*. São Paulo, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, 1979. (mimeografado)
- 19 - SCHUH, George E. *The agricultural development of Brazil*. New York, Praeger, 1970. 456p. (Bessel Mark Studies on Agricultural Development in Latin America, 6)
- 20 - SHANE, M. *The role of capital and credit markets in regional development: problems and issues*. Saint Paul, University of Minnesota, Department of Agricultural and Applied Economics, 1972. s.p. (Staff Paper P 72-27)
- 21 - VEIGA, Alberto. Política agrícola e inflação. *Informações Econômicas*, São Paulo, 7 (6):1-8, jun. 1977.

ANALYSIS OF ECONOMIC FACTORS ASSOCIATED TO RURAL CREDIT USE

SUMMARY

The general purpose of this study is to analyse and evaluate the credit policy to agriculture in the State of São Paulo. Specific objectives of the study are: a) to estimate the mean values of credit use and selected economic variables, by size of farms in the State; and, b) to estimate econometric relationships between rural credit and economic factors, at the regional level. Tabular analysis and multiple regression models were used as the basic analytical techniques for the study. A sample of 5,930 farm was used as the primary data for estimating mean values of credit and economic variables, and also for the multiple regression models. The findings of the study show that establishment of an appropriate set of incentives is crucial in affecting bank behavior and, as result, credit distribution. The quantitative analysis of credit and selected variables shows that: a) credit use increases with the farm size; b) land use is more intensive in small farms, and the opposite trend is true for land productivity; c) sugar cane and soybeans are mostly concentrated on large farm units; and, d) corn, rice, beans, and coffee are important crops in all farm size strata, especially in small ones. The multiple regression models selected show that farm size, technology (measured by fertilizer expenditures/output value), and farm productivity are positively related to credit use.

FATORES ASSOCIADOS AO USO DE CRÉDITO NA AGRICULTURA

ANEXOS

ANEXO 1

Regiões e Sub-Regiões do Estado de São Paulo

02 — DIRA DE SÃO PAULO

Sub-regiões:

- 1 - Capital
- 2 - Bragança Paulista
- 3 - Jundiaí
- 4 - Registro
- 5 - Santos
- 6 - Mogi das Cruzes

03 — DIRA DO VALE DO PARAÍBA

Sub-regiões:

- 1 - São José dos Campos
- 2 - Taubaté
- 3 - Guaratinguetá

04 — DIRA DE SOROCABA

Sub-regiões:

- 1 - Sorocaba
- 2 - Tatuí
- 3 - Itapetininga
- 4 - Itapeva
- 5 - Avaré
- 6 - Botucatu

05 — DIRA DE CAMPINAS

Sub-regiões:

- 1 - Campinas
- 2 - Piracicaba
- 3 - Limeira
- 4 - Rio Claro
- 5 - São João da Boa Vista
- 6 - Casa Branca

06 — DIRA DE RIBEIRÃO PRETO

Sub-regiões:

- 1 - Ribeirão Preto
- 2 - Franca
- 3 - Orlandia

4 - Barretos

5 - Bebedouro

6 - Araraquara, São Carlos e Taquaritinga.

07 — DIRA DE BAURU

Sub-regiões:

- 1 - Bauru
- 2 - Lins
- 3 - Jaú

08 — DIRA DE SÃO JOSÉ DO RIO PRETO

Sub-regiões:

- 1 - São José do Rio Preto
- 2 - Catanduva
- 3 - Votuporanga
- 4 - Fernandópolis
- 5 - Mirassol

09 — DIRA DE ARAÇATUBA

Sub-regiões:

- 1 - Araçatuba
- 2 - Andradina
- 3 - Penápolis

10 — DIRA DE PRESIDENTE PRUDENTE

Sub-regiões:

- 1 - Presidente Prudente
- 2 - Presidente Venceslau
- 3 - Dracena
- 4 - Osvaldo Cruz

11 — DIRA DE MARÍLIA

Sub-regiões:

- 1 - Marília
- 2 - Ourinhos
- 3 - Assis
- 4 - Tupã

ANEXO 2
Dados Básicos da Pesquisa (1)

(continua)

Região/ Sub-Região	Área Total (alq. x 10 ²)	Beneficiarias (Cr\$)	Máquinas (Cr\$)	Fertilizantes (Cr\$)
01021	0,647	112.013,47	102.812,33	2.910,31
02022	0,590	203.690,70	163.949,58	3.722,47
03023	0,835	461.299,99	224.922,88	1.028,10
04024	1,196	88.592,94	86.625,66	416,77
05025	1,872	159.470,92	80.774,24	00,01
06026	0,776	94.055,78	130.517,02	437,96
07031	0,634	125.240,08	72.443,30	383,12
08032	0,657	123.612,80	64.410,68	40,71
09033	0,692	133.762,62	60.484,44	503,65
10041	1,371	175.659,12	257.340,97	3.628,93
11042	0,584	283.010,72	214.137,22	1.894,32
12043	1,778	284.655,38	259.777,41	9.707,24
13044	1,505	152.815,56	303.401,87	15.244,07
14045	2,318	424.059,53	265.977,63	4.721,76
15046	2,117	399.643,37	147.344,78	1.178,79
16051	0,865	368.317,46	362.322,65	11.425,61
17052	1,327	251.839,90	667.139,62	7.908,20
18053	1,063	341.754,23	503.375,36	28.398,39
19054	1,285	235.671,10	170.381,15	13.321,19
20055	1,153	408.248,27	259.500,94	16.583,10
21056	1,362	348.887,48	335.112,40	36.302,48
22061	2,108	447.838,73	619.180,11	32.488,94
23062	1,225	362.424,93	225.898,20	21.392,29
24063	1,726	295.416,68	427.778,74	43.988,25
25064	3,153	575.647,04	635.920,91	42.764,68
26065	0,778	257.544,26	265.179,09	9.326,89
27066	1,852	450.650,27	498.911,17	11.715,15
28071	0,647	156.446,62	155.274,08	7.585,03
29072	0,670	252.696,58	145.422,85	11.824,72
30073	0,605	183.946,58	144.321,56	5.532,96
31081	1,837	307.846,11	203.795,46	8.897,05
32082	1,252	322.705,15	189.826,01	13.745,92
33083	1,054	244.615,64	152.268,38	8.181,47
34084	1,035	190.126,64	107.437,67	3.856,49
35085	1,298	254.762,80	211.287,51	8.264,92
36091	2,315	389.447,57	255.184,41	15.320,03
37092	2,775	470.296,04	214.629,86	10.739,22
38093	0,952	271.803,74	196.390,50	5.836,84
39101	1,348	201.735,41	131.544,80	7.769,01
40102	2,927	275.594,48	138.819,50	2.689,51
41103	0,681	191.634,46	94.813,21	6.970,58
42104	0,953	335.809,84	159.036,17	10.137,82
43111	1,367	316.324,04	179.942,35	25.293,54
44112	1,120	227.250,24	218.217,17	7.816,92
45113	1,748	290.147,78	384.187,40	7.667,90
46114	1,411	363.075,24	283.544,39	11.328,84

(1) Na primeira coluna, os dois primeiros algarismos identificam a observação na amostra e os demais, conforme no anexo 1, identificam a Região (DIRA) e a Sub-Região.

Dados Básicos da Pesquisa (1)

(conclusão)

Região/ Sub-Região	Crédito de Custeio (Cr\$)	Crédito Total (Cr\$)	Valor da Produção (Cr\$)
01021	0,01	0,01	14.929,69
02022	80,77	8.907,69	51.179,13
03023	411,43	8.982,86	66.867,50
04024	40,18	1.201,79	10.447,90
05025	0,01	0,01	8.059,57
06026	3.615,31	4.702,04	18.161,41
07031	2.973,35	9.626,59	53.750,01
08032	1.123,73	8.571,44	72.430,66
09033	1.734,96	6.770,12	78.655,66
10041	2.672,57	8.272,57	69.168,94
11042	18.892,13	48.461,53	686.537,75
12043	26.616,58	31.475,40	160.442,32
13044	45.532,10	55.017,25	293.291,96
14045	12.085,89	38.397,01	201.426,61
15046	3.434,74	26.656,31	248.044,44
16051	26.382,41	47.965,37	396.040,23
17052	38.553,42	55.268,56	840.116,17
18053	81.325,76	110.068,06	822.583,47
19054	6.667,06	18.022,57	276.629,42
20055	43.472,52	70.047,63	361.557,05
21056	39.471,38	73.394,79	489.631,16
22061	40.130,83	90.046,79	1.059.777,74
23062	31.674,41	65.627,45	378.452,09
24063	130.252,94	151.986,49	666.629,88
25064	51.297,97	77.113,35	1.646.865,32
26065	51.719,20	68.228,92	765.484,69
27066	23.464,26	52.027,40	565.233,36
28071	10.187,53	28.113,95	158.148,16
29072	15.301,90	38.076,51	146.771,45
30073	6.190,15	12.514,96	486.907,22
31081	13.308,99	22.373,35	318.081,37
32082	22.670,83	75.551,73	531.931,57
33083	2.383,93	3.330,40	222.100,20
34084	14.380,35	31.983,13	103.975,93
35085	8.194,94	25.183,05	166.888,72
36091	17.250,79	37.899,09	307.418,38
37092	4.469,93	49.101,01	192.548,17
38093	14.357,04	37.296,11	144.747,77
39101	15.108,04	33.888,17	93.960,52
40102	5.139,80	24.812,33	367.632,51
41103	6.251,38	23.978,90	151.338,60
42104	22.005,03	53.314,96	86.145,47
43111	92.557,53	184.987,42	149.824,83
44112	19.212,46	42.899,96	188.155,70
45113	68.663,08	102.745,84	422.530,07
46114	18.127,73	30.841,82	321.758,31

(1) Na primeira coluna, os dois primeiros algarismos identificam a observação na amostra e os demais, conforme o anexo 1 identificam a Região (DIRA) e a Sub-Região.

ANEXO 3

QUADRO A.3.1 - Alguns Modelos Ajustados para Estimar as Relações entre Crédito e Fatores Econômicos em Sub-Regiões Agrícolas, São Paulo, 1975/76

Variável independente (X_i)	Coeficientes de regressão ⁽¹⁾ (b_i)	
	Crédito de custeio (y_1)	Crédito total (y_2)
X_1 , Tamanho da Fazenda	5.494,23 (2,5139)	9.618,90 (3,2786)
X_3 , Tecnologia Biológica	290.758,00 (3,1842)	493.076,00 (4,0224)
X_9 , Produtividade da Fazenda	0,1423 (4,2793)	0,2039 (4,5653)
Termo Constante, a	-22.574,70	-30.904,90
Coeficiente de Correlação Múltipla, R	0,6043	0,6608
Coeficiente de Determinação, R^2	0,3652	0,4367
Valor de F	8,0527	10,8544

(¹) Os valores entre parênteses são os " t_{b_i} ".

QUADRO A.3.2 - Alguns Modelos Ajustados para Estimar as Relações entre Crédito e Fatores Econômicos em Sub-Regiões Agrícolas, São Paulo, 1975/76

Variável independente (LX _i)	Coeficientes de regressão ⁽¹⁾ (b _i)	
	Crédito de custeio (LY ₁)	Crédito total (LY ₂)
LX ₂ , Capital em Máquinas e Benfeitorias	1,2502 (1,7129)	0,9317 (1,1361)
LX ₃ , Tecnologia Biológica	0,5465 (3,3079)	—
LX ₈ Rotatividade do Capital em Máquinas e Benfeitorias	2,2198 (5,5753)	1,2957 (2,6266)
LX ₁₃ , Uso de Fertilizantes	—	0,5552 (3,2306)
Termo Constante, a	-3,6177	-5,4132
Coeficiente de Correlação Múltipla, R	0,8198	0,7616
Coeficiente de Determinação, R ²	0,6721	0,5801
Valor de F	28,6999	19,3443

(¹) Os valores entre parênteses são os "t_{b_i}".

PESQUISA DE UM MÉTODO OBJETIVO PARA QUANTIFICAR A EXPORTAÇÃO DE MERCADORIAS PELAS VIAS INTERNAS (1)

Salomão Schattan

Neste trabalho, é descrita a pesquisa realizada na Divisão de Estatísticas Econômicas - Coordenadoria de Análise de Dados - Secretaria de Economia e Planejamento, a partir de 1976, em busca de um esquema operacional que permitisse a elaboração das estatísticas de exportação de mercadorias, do Estado de São Paulo para as demais Unidades da Federação.

A importância destas estatísticas reside no fato de embasarem as análises econômicas regionais, permitindo maior precisão ao planejamento econômico regional.

Dado o grande número de operações que constituem o processo do "comércio por vias internas" do Estado de São Paulo, cerca de um e meio milhão por mês, era forçoso adotar o método de amostragem para a elaboração das estimativas necessárias e possíveis.

Em consequência, o problema inicial consistiu na seleção das técnicas de amostragem que melhor se aplicavam.

Assim, as operações para as distintas Unidades da Federação foram consideradas e tratadas como populações independentes e escolheu-se a nota fiscal, que caracteriza uma operação de venda, como unidade de amostragem.

Razões de ordem teórica e prática levaram à adoção da amostragem como estratificação simples para as treze Unidades da Federação cujo número de notas fiscais é pequeno, enquanto para as doze unidades restantes a técnica adotada foi a de subamostragem ou amostragem dupla com estratificação.

Como "levantamento piloto" para o dimensionamento de uma amostra inicial, foram utilizados os resultados do levantamento de abril de 1974. Os dados desse levantamento permitiram estimar que uma amostra de 50.000 notas fiscais seria suficiente para estimar os totais das oito classes de mercadorias da Nomenclatura Brasileira de Mercadorias para cada mês e Estado, com um erro padrão não superior a dez por cento.

São descritos os problemas práticos de manipulação da grande massa de notas fiscais e sua preparação para o cálculo em computador.

(1) Liberado para publicação em 16/06/1981.

A seguir são descritos os dois esquemas da amostragem, sendo analisados os problemas surgidos em sua aplicação.

Os estimadores, apropriados às duas técnicas de amostragem adotadas, são apresentados de forma detalhada.

O estudo termina com a apresentação de métodos estatísticos para otimizar as amostras nos Estados.

Esta otimização consiste na determinação da conveniência de se adotar a subamostragem; na determinação dos limites dos estratos; e finalmente no compromisso das variâncias das diferentes mercadorias, pois que se trata da amostragem de características múltiplas.

Dado o caráter dinâmico da economia do Estado, espera-se que seu comércio com os demais Estados seja bastante mutável, tanto no que se refere às mercadorias exportadas como às quantidades correspondentes, o que indicaria a conveniência de se efetuar os cálculos relativos à otimização paralelamente às estimativas dos totais para que se possa efetuar as mudanças necessárias na estrutura da amostra, tão logo se verifique uma baixa inaceitável na eficiência da amostra.

1 - INTRODUÇÃO

As distintas regiões do Brasil, constituídas pelas Unidades da Federação, diferem muito entre si, tanto no que se refere à natureza das atividades econômicas quanto à intensidade dessas atividades.

As regiões se complementam e funcionam como economias abertas, pois não existem entre elas barreiras políticas e são quase nulas as barreiras institucionais e fiscais.

As diferenças regionais e a liberdade de circulação fazem com que o comércio entre as Unidades da Federação tenha importância econômica fundamental, e as "Estatísticas do Comércio por Vias Internas" devem responder à necessidade de informações sobre a natureza e o volume deste comércio.

Os cálculos da renda regional e mesmo a análise da economia de cada região exigem o conhecimento das transações inter-regionais. É óbvio que para se estimar o consumo total e o consumo per capita de um grupo de artigos em determinado Estado, torna-se indispensável conhecer, além da produção do próprio Estado, o saldo, positivo ou negativo, do comércio destes artigos com os demais Estados.

Apenas para ilustrar, tome-se como exemplo a estimação do consumo de proteínas e calorias pela população do Estado de São Paulo que se constitui em problema econômico e social importante. Mesmo conhecendo com a exatidão desejada a produção dos principais artigos agrícolas do Estado, como efetivamente se conhece, não se pode estimar com igual exatidão o consumo de sua população,

porque as fronteiras do Estado são atravessadas, permanentemente, por volumosos fluxos de produtos agrícolas nos dois sentidos. A inexistência de estatísticas fidedignas do "comércio por vias internas" impede que se faça o balanço desse comércio, impedindo igualmente a determinação dos volumes efetivamente disponíveis para o consumo interno, o que torna incompleta e insegura sua análise.

Esta mesma indefinição existe para todas as análises onde seja necessário o conhecimento do balanço do comércio inter-regional. Daí a importância da elaboração deste tipo de estatística.

O reconhecimento da importância das "Estatísticas do Comércio por Vias Internas" não é recente, pois é sabido que os responsáveis pelas estatísticas em nível nacional se preocupam de há muito com este problema, tendo sido definido um esquema em que os órgãos de estatística dos Estados apurariam suas exportações por Estado de destino e por mercadoria (3 dígitos NBM).

O conjunto dessas estatísticas permitiria a elaboração de matrizes do comércio inter-regional para produtos ou grupos de produtos, em que se visualizaria a origem e o destino desta parcela da produção nacional transacionada entre os Estados.

A implantação do esquema foi precedida de uma legislação federal que obriga as firmas industriais e comerciais, que enviam mercadorias para fora de seu Estado, a entregar mensalmente, numa agência da Fundação IBGE, cópia das notas fiscais emitidas em função das operações que implicam envio de mercadorias para outros Estados. De forma que, neste esquema, a Fundação IBGE se encarrega da coleta das informações. Estas informações na forma de Notas Fiscais ou listagem de computador são entregues aos órgãos de estatística nos Estados para apuração e publicação das "Estatísticas do Comércio por Vias Internas".

Infelizmente, o esquema assim organizado não tem produzido os resultados esperados. Mesmo para os anos dos Censos Econômicos, não foi possível completar as matrizes de fluxos, porque um certo número de Estados não consegue apurar o material que recebe. Entre eles, encontram-se justamente os mais industrializados, que participam com a maior parcela das exportações por vias internas.

No Estado de São Paulo, os poucos dados produzidos até o momento mostram-se frágeis quando se analisa em profundidade sua consistência interna. A última tentativa para implantar um esquema permanente de apuração das exportações por vias internas data de 1974. A metodologia de trabalho adotada e posteriormente abandonada no início de 1976 só permitiu o preparo do material referente aos 6 primeiros meses de 1974, e as apurações feitas pela PRODESP se referem aos meses de janeiro, fevereiro, março e abril. Técnicos da

Fundação João Pinheiro analisaram os dados de exportação de janeiro a março de 1974 para Minas Gerais, os quais apontaram alguns erros, cuja origem não foi possível determinar, mas que põem em dúvida a fidedignidade dos resultados alcançados.

Existe, pois, um impasse representado pela necessidade dessas estatísticas do comércio por vias internas e pela impossibilidade de obtê-las com os meios postos em prática até então. Para resolver este impasse, tornou-se necessário desenvolver novas técnicas que permitissem a apuração regular dessas estatísticas e que, além disso, tornassem possível comprovar a fidedignidade dos resultados obtidos.

2 - O PROBLEMA

A frustração das inúmeras tentativas de apuração das exportações feitas a partir do Estado de São Paulo, para os demais Estados da Federação, resulta da inadequação dos métodos de trabalho aplicados durante essas tentativas, pois problemas tão ou mais complexos têm sido resolvidos na esfera da administração pública.

A determinação dos métodos apropriados de trabalho só poderia resultar da pesquisa e desenvolvimento de novas técnicas. A pesquisa destas técnicas teve início em abril de 1976.

O grande número de notas fiscais recebido mensalmente pela Fundação IBGE e a limitação de recursos afastam a possibilidade de fazer seu Censo apurando todo material, com o que se impõe a aplicação do método de amostragem.

Para se ter uma idéia da magnitude e complexidade do problema, basta lembrar que mesmo não considerando a apuração por mercadorias, que seria o ideal, mas sim a de agrupamentos homogêneos de mercadorias, definidos por três dígitos da Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM), em número de 392, as quais conjugadas com as dez classes definidas para a natureza da operação, as sete classes de via de transportes e os 25 Estados de destino, proporcionam um total de 686.000 estatísticas possíveis de valor e outras tantas estimativas de peso.

Se for considerado que a Fundação IBGE recebe mensalmente cerca de 1,2 milhão de notas fiscais, observa-se que há, em média, duas notas fiscais por parâmetro possível, o que evidentemente não permitiria a amostragem.

Na verdade, a população de notas fiscais está longe de se distribuir uniformemente, seja entre os Estados ou entre qualquer outra das subdivisões definidas.

O Rio de Janeiro, que hoje inclui a antiga Guanabara, de um lado e Fernando de Noronha, de outro, constituem, respectivamente,

o maior e o menor cliente de São Paulo. Entre as oito classes de mercadorias em que se agrupam os 392 códigos NBM, são as classes 2, 4, 6 e 7 que concentram o maior número de notas e de valor exportado. Nas demais classificações predominam as operações de venda e o transporte por rodovia.

Portanto, deve-se levar em conta esta distribuição da população para definir uma amostra capaz de estimar, com precisão pré-fixada, o peso e o valor de cada mercadoria, segundo as características definidas no esquema de publicação proposto pela Fundação IBGE.

Uma vez definida a amostra será necessário organizar a população de forma a permitir a retirada e o preparo eficiente da amostra nos prazos pré-fixados.

3 - POPULAÇÃO E UNIDADES DE AMOSTRAGEM

O universo a estudar e mensurar neste trabalho é constituído pelo conjunto de transações econômicas, que envolvem a exportação de mercadorias de um Estado para as demais Unidades da Federação, através das chamadas vias internas de transporte.

O conjunto de notas fiscais emitidas em função desse comércio constitui o "universo estatístico" ou "população", e a nota fiscal que representa uma transação será a sua unidade de amostragem.

Para produzir as "Estatísticas do Comércio Por Vias Internas" a Fundação IBGE coleta cópia das notas fiscais emitidas por ocasião do registro das transações que envolvem despacho de mercadorias para outros Estados.

A população de notas fiscais não é a única possível para o estudo do comércio por vias internas. Uma alternativa seria a população de firmas que exportam mercadorias para os demais Estados. As Secretarias da Fazenda, nos Estados, podem relacionar essas firmas porque têm necessidade de escriturar a compensação do ICM, e esta relação pode constituir um "sistema de referência" para amostragem.

3.1 - A População e Subpopulação

O esquema de trabalho adotado em 1974 definiu uma só população, consistindo de todas as notas entregues em um mês às Agências do IBGE no Estado de São Paulo.

Desta população única, era extraída uma amostra preliminar encaminhada ao Departamento de Estatística do Estado. Depois de estratificada a amostra preliminar, procedia-se à subamostragem.

A exigência de apresentar os resultados por Estado de destino

tornava necessária a pós-estratificação da subamostra, segundo os 25 Estados de destino.

Calculou-se que, com este esquema de amostragem, a estimativa do valor total das mercadorias exportadas para Fernando de Noronha no mês de abril de 1974, com erro padrão de amostragem não superior a 20%, só poderia ser conseguida com uma amostra de 250.000 notas fiscais. A amostra deste mês foi de 38.000 notas fiscais e os resultados apresentados por mercadorias, o que dá bem idéia da imprecisão dessas estimativas.

Neste caso extremo, tanto o tamanho da amostra, como os erros de amostragem das estimativas eram inaceitáveis, indicando assim a necessidade de se adotar esquema mais eficiente de amostragem.

O exame dos resultados da apuração de abril de 1974 mostrou a conveniência de separar desde o início a população de notas em subpopulações, segundo o Estado de destino.

As estimativas dos totais e dos componentes da variância correspondentes às 8 classes de mercadorias NBM em cada Estado, feitas no levantamento de abril, indicaram que adotando o critério de Neyman na alocação da amostra nos estratos e o esquema de Cochran na determinação do tamanho da amostra para variáveis múltiplas, seria necessária uma amostra global de 50.000 notas fiscais para estimar os totais de cada uma das 8 classes NBM em cada Estado de destino, com erro padrão em porcentagem não superior a 10%.

Evidentemente, para estimar os totais por mercadoria (3 dígitos NBM) com a mesma exatidão, seria necessária amostra muito maior, que entretanto não pôde ser dimensionada devido à fragilidade das estimativas dos componentes da variância nos levantamentos disponíveis.

3.2 - Unidade de Amostragem - Nota Fiscal

Apesar das tentativas feitas e não obstante existir um modelo básico de nota fiscal definido em Lei, ainda não foi possível uniformizar o formato das notas fiscais. Cada firma define seu formato de acordo com suas conveniências e, por vezes, fantasia.

O máximo que se conseguiu é que todas elas incluíssem os seguintes elementos:

- a) nome, endereço, CGC da firma emitente;
- b) data da emissão;
- c) nome e endereço do destinatário;
- d) natureza da operação;

- e) via de transporte;
- f) nome da mercadoria e código;
- g) peso de cada mercadoria constante da nota fiscal;
- h) valor total do ICM da nota, já incluído no valor da mercadoria;
- i) peso total bruto e líquido do total de mercadorias da nota; e
- j) transportadora, nome e endereço.

Destas informações, só o peso é por vezes omitido nas notas, sendo igualmente problema o preenchimento, nem sempre claro e perfeitamente legível.

3.3 - Descrição das Informações Registradas para Processamento

A seguir, são enumeradas e descritas as informações extraídas das notas fiscais, para processamento.

3.3.1 - Origem da mercadoria exportada

Numa análise em nível nacional, será suficiente conhecer os Estados de origem e destino de cada mercadoria, ou grupo de mercadorias.

Entretanto, para o Estado de São Paulo, por exemplo, não bastará saber a quantidade global de uma mercadoria exportada para cada uma das Unidades da Federação. É igualmente importante saber o Município ou Região Administrativa do Estado que exportou.

A fim de atender a esta exigência, foi decidido codificar o Município onde foi emitida a Nota Fiscal.

3.3.2 - Estado de destino

Adotou-se a codificação correspondente usada pela Fundação IBGE.

3.3.3 - Natureza da operação

Há operações que estão, e outras que não estão, sujeitas ao pagamento de impostos. Por esta razão, as firmas são obrigadas a especificar a natureza da operação.

São 10 os tipos de operações que, para os objetivos do presente trabalho, podem ser resumidos a:

– Vendas: códigos (01), (02), (03) e (07)

	Código Fazendário
Vendas a contribuintes para industrialização e/ou comercialização	(01)
Vendas a contribuintes para uso e/ou consumo próprio	(02)
Vendas a não contribuintes	(03)
Remessa para venda fora do estabelecimento	(07)

– Transferências: códigos (04), (05), (06) e (08)

	Código Fazendário
Transferência para industrialização e/ou comercialização	(04)
Transferência para uso e/ou consumo próprio	(05)
Remessa para industrialização para outro estabelecimento	(06)
Retorno de industrialização por outro estabelecimento	(08)

– Outras operações: códigos (09) e (10)

	Código Fazendário
Devoluções	(09)
Outras saídas não especificadas	(10)

3.3.4 - Via de transporte

As firmas especificam sete vias de transporte.

Considerando que a apuração será feita por amostragem, não tem sentido manter subdivisões que são pouco freqüentes, pois neste caso os elevados erros de amostragem reduzirão a utilidade dessas estimativas.

Por esta razão constituíram-se duas classes, a das remessas por rodovia, cuja freqüência é de aproximadamente 90%, reunindo as demais em uma só classe. Assim têm-se:

a) rodovia; e

b) aérea, postal, ferroviária, marítima, fluvial, saídas não especificadas.

3.3.5 - Peso da mercadoria

Esta informação pode aparecer de duas maneiras, que são equivalentes quando a nota fiscal se refere a uma única mercadoria.

No corpo principal da nota fiscal, há um espaço reservado para o peso da mercadoria, vindo a seguir as demais informações.

Na parte inferior, reservada a informações sobre a transportadora e a forma de transporte, deve ser consignado o peso líquido e bruto das mercadorias constantes da nota fiscal. Esta informação geralmente consta da nota fiscal, enquanto a informação de peso no corpo da nota fiscal é menos freqüente.

Considerando que o peso e o valor são as variáveis a serem estimadas para cada mercadoria e cada Estado de destino, faz-se necessário estimar o peso, quando o mesmo não consta da nota fiscal.

Para isso, organizou-se uma tabela do valor médio, por unidade de pesos das mercadorias incluídas em cada um dos códigos TAB, nos 3 últimos meses de operação, para servir como referência na estimativa do peso, a partir do valor da mercadoria consignado na nota fiscal, e que nunca deixa de ser preenchido.

Este procedimento não é tranqüilo, porque em um mesmo código podem estar incluídas mercadorias com valores específicos muito diferentes entre si e então o peso médio pode não representar adequadamente todas as mercadorias aí incluídas. Entretanto, esta é a única solução encontrada até o momento para este problema.

3.3.6 - Códigos das mercadorias

As publicações das estatísticas do comércio por vias internas adotam os códigos e seguem a estrutura da Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM). Ela contém as classes de 1 a 9, sendo a classe 3 vazia. São definidos aí 392 grupos distintos de mercadorias identificadas por 3 dígitos.

Esta mesma nomenclatura era adotada pelos órgãos fazendários federais e estaduais. Posteriormente, o Ministério da Fazenda desenvolveu e passou a adotar a Tarifa Aduaneira do Brasil (TAB), em substituição à NBM. O novo código é compatível com os códigos de mercadorias utilizadas no comércio internacional.

As mercadorias na TAB são definidas por 8 dígitos. Ela contém 21 seções, 1.091 agrupamentos de mercadorias definidas por 4 dígitos, e 7.500 agrupamentos definidos por 6 dígitos.

A TAB é hoje adotada por todos os órgãos fazendários do Brasil. Em especial, as alíquotas do IPI são definidas para os códigos

TAB.

As indústrias cobram do comprador o IPI e a porcentagem do imposto sobre o valor da mercadoria é definida para os diferentes códigos TAB. As notas fiscais emitidas pelas indústrias contêm, além do nome da mercadoria, o código TAB.

O IPI é cobrado uma única vez e, portanto, as firmas comerciais não estão sujeitas à cobrança desse tributo. Entretanto, quando essas firmas adotam código para as mercadorias, ou é um código interno, ou então, TAB.

O importante é que a maioria das notas fiscais contêm código, mas em nenhuma circunstância se trata de código NBM.

Na sistemática anterior, todas as mercadorias das notas fiscais da amostra recebiam o código NBM correspondente, porque os resultados são apresentados segundo o código NBM. Esta codificação se constituía na operação mais difícil e morosa de toda preparação para os cálculos.

A fim de facilitar este trabalho de codificação das mercadorias da amostra adotou-se o código TAB de 4 dígitos. Desta forma, a busca se limitava àquelas mercadorias sem código; para as demais o problema estava resolvido.

Note-se que a correspondência entre os 1091 códigos TAB e os 392 NBM não é perfeita, no sentido de que, em alguns casos, parte das mercadorias de um mesmo código TAB-4 dígitos corresponde a 1 código NBM-3 dígitos, e o restante das mercadorias a outro código NBM. Este problema de correspondência não ficaria perfeitamente resolvido, mesmo que se adotassem 6 dígitos da TAB, o que levaria a ampliar para 7.500 o número de códigos TAB.

Adotando o código TAB de 4 dígitos, a correspondência é feita para aquele código NBM que contém a maior parte das mercadorias incluídas no código TAB.

Isto envolve arbitrariedade em alguns casos e leva à mudança na definição de alguns códigos NBM, porém, uma vez definida a correspondência, será perfeitamente válido fazer a análise econômica do comportamento de suas estimativas ao longo do tempo.

Em verdade, não há nada de sacrossanto nos atuais agrupamentos de mercadorias definidos na NBM, que impeça de mudá-la; ao contrário, a operacionalização do trabalho torna essas mudanças muito convenientes, sendo mínimas as desvantagens que delas advêm.

De qualquer forma, a codificação TAB 4 dígitos com uma tabela de correspondência para NBM 3 dígitos simplifica enormemente o trabalho de codificação da amostra, tornando-o exequível com os

recursos disponíveis. Esta nova técnica traz ainda a vantagem de permitir que no final se possa produzir duas publicações, uma de acordo com a sistemática NBM, para atender à necessidade de compatibilização a nível nacional, e outra TAB, compatível com a análise econômica de dados fiscais relativos à indústria em geral.

3.3.7 - Valor

A nota fiscal contém o valor de cada mercadoria em cruzeiro, e se admite que ele corresponde sempre ao verdadeiro valor da transação.

Na prática comercial, podem ocorrer descontos sobre o valor de tabela. Quando isso ocorre, aparece o valor de tabela, o desconto correspondente e o valor líquido. Em uma mesma nota fiscal, podem ocorrer descontos diferentes para distintas mercadorias.

De qualquer forma, como se está interessado em estimar a verdadeira importância recebida pelo exportador por sua mercadoria, o valor líquido é transcrito para a planilha.

Este valor inclui o ICM, mas não inclui o IPI.

3.3.8 - Imposto sobre circulação de mercadorias (ICM)

O total do ICM efetivamente recolhido para as mercadorias constantes da nota fiscal aparece e é transcrito na planilha.

O total assim transcrito já está reduzido das isenções e abatimentos legais.

3.4 - Análise da Consistência dos Dados Transcritos

O ideal seria proceder à digitação dos dados, a partir da própria nota fiscal amostrada. Entretanto, a diversidade de tamanho, forma e disposição das informações na nota fiscal tornam a operação morosa.

Por esta razão, procede-se à transposição da informação da nota fiscal para planilhas, a partir das quais os dados são digitados.

Os elementos da amostra correspondentes a um estrato de um Estado de destino são colocados em uma única pasta, em cuja capa estão apostas as identificações correspondentes a Mês - Unidade da Federação-Estrato. Estes dados e mais o código do digitador e do codificador da pasta são duplicados, automaticamente, em todos os cartões:

Uma linha da planilha é constituída de 80 colunas contendo as seguintes informações:

Campo	Colunas
1) Código do digitador	1 - 2
2) Código do codificador	3 - 4
3) Mês	5 - 6
4) Unidade da Federação	7 - 8
5) Estrato	9

A seguir, na mesma linha, têm-se dois itens ou notas fiscais.

Campo	1º item colunas	2º item colunas
6) Cidade emissora	10 - 12	45 - 47
7) Natureza da operação	13 - 14	48 - 49
8) Via de transporte	15	50
9) Peso	16 - 20	51 - 55
10) Unidade de peso	21	56
11) Código de mercadoria	22 - 25	57 - 60
12) Valor Líquido	26 - 33	61 - 68
13) Valor do ICM	34 - 40	69 - 75
14) Número de ordem	41 - 44	76 - 79

Uma vez terminada a digitação e a conferência dos dados, é feita a análise de sua consistência, através de um programa de computador.

Os campos de 1 a 8 devem ser preenchidos com determinados códigos. Toda vez que o computador lê em um desses campos um código diferente daqueles possíveis, trata-se de erro e então é emitida uma mensagem de erro.

No caso do campo número 5, que indica o estrato, sabe-se que cada um deles corresponde a um intervalo de valor que é confrontado com o valor lido no campo 12. Toda vez que o valor lido no campo 12 não estiver compreendido no intervalo correspondente ao estrato indicado no campo 5 é emitida uma mensagem de erro.

O campo 9 (peso) é constituído de 5 colunas. A unidade de peso consignada para uma mercadoria depende da própria mercado-

ria, isto é, de seu valor específico. Se se tratar de ouro ela será pesada em gramas, enquanto o ferro é consignado em toneladas.

Dispondo de cinco colunas para registrar o peso, foi-se obrigado a criar um campo de unidade de peso, onde vai o código da unidade (grama, quilograma, tonelada, etc), coluna 21.

A experiência no manuseio de notas fiscais ensinou que a quantidade de notas fiscais sem informação sobre o peso da mercadoria não é negligenciável. A fim de sanar este inconveniente, é utilizada informação dos meses anteriores. Para cada código TAB, é calculado o peso por cruzeiro, nas notas com informação, e com elas se calcula a média dos três últimos meses. Este "peso específico médio" é multiplicado pelo "valor líquido" da nota fiscal, quando não existe informação de peso, e este produto fornece uma "estimativa" do peso da mercadoria em questão, a qual é utilizada como substituto da informação inexistente.

Considerando que cada código TAB de 4 dígitos contém diversas mercadorias e que, portanto, o "peso específico" calculado não corresponde nunca à mercadoria em questão, conclui-se que a estimativa de peso feita por seu intermédio pode estar longe da realidade.

Entretanto, o processo é válido se for considerado que o objetivo não é estimar o peso da mercadoria de uma nota fiscal, mas sim o peso médio da mercadoria de um determinado código TAB-4 dígitos, em um conjunto de notas fiscais que não informaram o peso. Espera-se que as mercadorias das notas fiscais sem informação de peso representem adequadamente as mercadorias incluídas no código em questão.

Pretende-se investigar a possibilidade de utilizar este "peso específico médio" e um intervalo de confiança adequado para analisar os "pesos específicos" das mercadorias de cada nota, com o objetivo de verificar a validade dos dados. Toda vez que o "peso específico da nota" estiver fora do intervalo de confiança do "peso específico médio" haverá emissão de mensagem de erro do computador.

O campo 10, unidade de peso, é analisado na consistência, e toda vez que aparece um código inválido é emitida mensagem de erro pelo computador.

O campo 11, código da mercadoria, tem quatro colunas, podendo aparecer nele 10 mil números distintos. Entretanto, só existem 1.091 códigos válidos. Toda vez que aparecer neste campo um código diferente destes 1.091 válidos, será emitida mensagem de erro.

O campo 12 contém 8 colunas e, portanto, o valor líquido de mercadoria pode chegar a 99 milhões de cruzeiros, o que no momento é perfeitamente suficiente. Juntamente com o peso da mercadoria,

ele permite o cálculo do peso por cruzeiro, que poderá ser utilizado na análise de consistência.

De acordo com a natureza da operação e a mercadoria, existe um percentual máximo e mínimo de ICM. Estes dados devem ser utilizados para a construção de uma tabela de código TAB com os respectivos intervalos percentuais de ICM, que permitirá verificar se o ICM consignado está no intervalo permitido, emitindo mensagem de erro toda vez que este valor estiver fora do intervalo.

As notas fiscais que constituem a amostra do estrato de determinada Unidade da Federação são numeradas em ordem crescente e sucessiva de 1 a n_j sendo n_j fornecido "a priori". Será emitida mensagem de erro toda vez que haja falta, duplicação de números e números superiores a n_j .

3.5 - Tratamento dos Erros Detectados

Os erros encontrados podem ter distintas naturezas:

- a) a nota fiscal amostrada pertence efetivamente a uma outra Unidade da Federação;
- b) erro de estratificação;
- c) erro de perfuração; e
- d) erro de codificação.

A correção dos erros de perfuração e codificação detectados é feita substituindo no arquivo de dados o registro errado pelo registro corrigido. Os cálculos finais são feitos após a substituição de todos os registros errados.

Há dois outros tipos de erro que podem ser detectados imediatamente após a seleção da amostra, por ocasião da codificação.

Trata-se de notas fiscais fora do estrato e notas fiscais pertencentes a outras Unidades da Federação. É praticamente impossível eliminar totalmente este tipo de erro. Entretanto, todos os esforços devem ser feitos para manter a proporção destes erros dentro de um limite tolerável.

Depois da seleção da amostra, nada válido poderá ser feito para remediar os inconvenientes advindos dos erros de estratificação. Se bem que este tipo de erro não produza viés nas estimativas de total, as correspondentes estimativas da variância ficam inflacionadas, podendo provocar grande redução da eficiência da amostragem em relação a uma amostra irrestrita aleatória.

O mais grave ocorre quando unidades de amostragem dos estratos maiores são encontradas nos estratos menores, porque além de serem grandes as diferenças entre estes valores e a média do estrato, são em geral grandes os fatores de elevação dos estratos pequenos, e a soma de quadrados fica inflacionada pelo produto do quadrado de ambos esses fatores.

Os erros de classificação entre as Unidades da Federação provêm de confusão de siglas como de Rondônia e Roraima, ou simplesmente por extravio inadvertido. Sua correção pode ser feita levando em conta o fato de a amostra informar sobre a verdadeira estrutura da população. A nota fiscal encontrada na amostra é indicação da existência de outras notas fiscais da mesma natureza, erradamente classificadas e misturadas na população. O número dessas notas erradamente classificadas na população é estimado pelo fator de elevação do estrato em que a nota foi encontrada. Pode ocorrer que, além do Estado, o estrato também esteja errado.

Seja i o Estado certo e k o Estado errado.

Seja j o estrato certo e ℓ o estrato errado.

Então N_{ij} é o tamanho inicial da população do Estado i e o estrato j , ao qual a nota fiscal efetivamente pertence, e $N_{k\ell}$ o tamanho inicial da população do Estado k e o estrato ℓ , onde a nota fiscal foi encontrada, e

n_{ij} e $n_{k\ell}$ tamanho inicial das respectivas amostras.

Feita a transposição da nota para sua posição certa, será necessário corrigir o tamanho da população e da amostra. Adotando o critério de integrar na amostra o elemento extraviado, o tamanho da população e da amostra será dado por:

$$N_{ij} \text{ passa a } N'_{ij} = N_{ij} + g_{k\ell}; \quad n_{ij} \text{ passa a } n'_{ij} = n_{ij} + 1;$$

$$N_{k\ell} \text{ passa a } N'_{k\ell} = N_{k\ell} - g_{k\ell}; \quad n_{k\ell} \text{ passa a } n'_{k\ell} = n_{k\ell} - 1;$$

$$g_{ij} \text{ passa a } g'_{ij} = \frac{N'_{ij}}{n'_{ij}} = \frac{N_{ij} + g_{k\ell}}{n_{ij} + 1}; \text{ e}$$

$$g_{k\ell} \text{ passa a } g'_{k\ell} = \frac{N_{k\ell}}{n'_{k\ell}} = \frac{N_{k\ell} - g_{k\ell}}{n_{k\ell} - 1}.$$

4 - ESQUEMA DE AMOSTRAGEM

Foi dito anteriormente que o esquema de amostragem adotado na tentativa de 1974 não era satisfatório e, em conseqüência, dever-se-ia adotar outro esquema mais eficiente.

A ineficiência apontada resultava da adoção de uma população única, da qual era retirada a amostra preliminar. Nestas condições, a fração de amostragem tendia a se manter constante para os diferentes Estados.

Como conseqüência, a amostra preliminar resultante, nos estratos de diversos Estados, era menor que o tamanho da amostra necessária para estimar os totais das 8 classes NBM, com a exatidão desejável.

Esta constatação levou, naturalmente, a dividir a população global em subpopulações, o que permitiu a adoção de esquemas de amostragem distintos, conforme o tamanho da subpopulação, ou seja, o número de notas fiscais em cada Estado de destino.

4.1 - Amostragem Preliminar - O Material Entregue pelo IBGE

Em conseqüência, os Estados foram separados em dois grupos: o primeiro contém 13 Estados com pequeno volume de transações, dos quais a Fundação IBGE não mais retira amostra preliminar; e o segundo grupo com 12 Estados, nos quais são separadas inicialmente as notas fiscais cujo valor líquido é igual ou superior a Cr\$100.000,00 (cem mil cruzeiros). Das notas fiscais de valor líquido inferior a Cr\$100.000,00, é extraída amostra sistemática de dez por cento.

De forma que o material recebido da Fundação IBGE se constitui das seguintes partes:

- a) a totalidade das notas fiscais relativas aos 13 Estados "pequenos";
- b) a totalidade das notas fiscais cujo valor líquido é igual ou superior a Cr\$100.000,00 nos 12 Estados "grandes";
- c) dez por cento das notas fiscais cujo valor líquido é inferior a Cr\$100.000,00 nos 12 Estados "grandes"; e
- d) listagens de cerca de 200 firmas, cuja contabilidade é mecanizada, e que substituem a obrigação de entregar cópia das notas fiscais pelas listagens resumidas das mesmas.

Três considerações devem ser feitas a respeito do material recebido:

- a) apesar de se constituir em um grande volume de documentos, não se tem segurança que o mesmo inclua, efetivamente, todas as exportações paulistas por vias internas. Isto é, não se sabe se esta é a população completa. Nos meses de janeiro a março de 1977, conseguiu-se identificar mais de 25 mil firmas que realizaram operações de exportação por vias internas. Uma primeira verificação deste universo poderia ser feita confrontando esta lista com as

informações fornecidas pelas firmas à Secretaria da Fazenda para efeito de compensação do ICM, com as demais Unidades da Federação. É possível que haja outras formas de identificar as firmas omissas;

- b) ao trabalhar com as notas fiscais, constatou-se que há inclusão indevida de notas fiscais referentes ao comércio exterior, notas de operações financeiras, como transferência de créditos de incentivos a exportações, havendo mesmo certo número de duplicações. Com o desenvolvimento dos trabalhos, tanto as omissões como as duplicações e as inclusões indevidas serão detectadas e eliminadas no momento oportuno, utilizando-se métodos que precisam ser desenvolvidos; e
- c) as listagens se originaram de solicitação das firmas, cuja contabilidade é processada em equipamento eletrônico, para substituírem as notas fiscais por uma lista das operações realizadas. Na realidade, nos esquemas anteriores, as linhas das listagens eram consideradas e tratadas como notas fiscais o que, em lugar de simplificar sua apuração, tornou-a ainda mais difícil.

Em uma reunião com os responsáveis pelos CPD das firmas, ficou decidido que em substituição às antigas listagens seriam apuradas pelas firmas os resumos de suas operações conforme modelo anexo. O conjunto destes resumos é tratado como estrato sem amostragem que seria simplesmente adicionado aos totais obtidos a partir das notas fiscais em cada Estado.

4.2 - Estratificação

O conjunto das notas fiscais de cada Estado é estratificado, segundo o valor líquido das mercadorias da nota fiscal. A estratificação nos Estados pequenos é de toda população, enquanto nos Estados grandes é a amostra preliminar que é estratificada.

A estratificação se justifica porque o valor das notas fiscais tem distribuição altamente assimétrica, o que ocorre com frequência nos fenômenos econômicos, e nestas condições ela aumenta a eficiência da amostragem.

Examinando a distribuição da população nos estratos definidos para 1974, se conclui que em consequência da inflação não se deve manter fixos os limites dos estratos, sob pena de prejudicar de forma essencial todo processo de amostragem. A fim de superar este inconveniente, adotou-se para limite dos estratos uma série regular, que permitirá a fusão de estratos inferiores e a criação de novos estratos no ponto mais alto da escala sem alteração de sua estrutura básica. Espera-se que desta forma seja possível manter constante a proporção da popula-

ção nos estratos, facilitando desta maneira a comparação ao longo do tempo.

Foi adotada em caráter experimental a série:

10.000 — 30.000 — 100.000 — 300.000 . . .

e posteriormente deverá ser analisada a conveniência de subdividir essas classes, com o objetivo de aumentar a eficiência da amostragem.

O esquema de estratificação está descrito no quadro 1.

Conforme já foi dito anteriormente, as listagens constituem resumo das operações das firmas com contabilidade mecanizada e vão constituir o estrato VI, que como o estrato V tem fração de amostragem igual a 1 (um).

O material tanto dos Estados pequenos como dos grandes é separado segundo os mesmos estratos, divergindo o método de amostragem, porque nos Estados grandes há subamostragem estratificada, enquanto nas Unidades pequenas há simples estratificação sem amostragem preliminar.

A seleção da amostra nos estratos é feita de forma sistemática, com fração variável de amostragem, levando em conta o tamanho pré-determinado da amostra.

QUADRO 1. - Esquema de Estratificação das Notas Fiscais Segundo o Valor Líquido do Total das Mercadorias

Estrato	Intervalo em Cr\$		
I	0	a menos de	10.000
II	10.000	a menos de	30.000
III	30.000	a menos de	100.000
IV	100.000	a menos de	300.000
V	300.000	e	mais
		Listagens	

Os intervalos para a seleção sistemática são calculados levando-se em conta o tamanho N_i do estrato i e o tamanho pré-determinado da amostra n_i . O intervalo é dado pelo inteiro mais próximo de N_i/n_i .

Inicia-se a amostragem com a seleção aleatória da primeira unidade de amostragem no primeiro intervalo, sendo feita a seleção sistemática a partir desta primeira unidade.

4.3 - Nível de Agregação dos Resultados

Está claro que o ideal seria não agregar e produzir estimativas individualizadas por produto e não por grupos de produtos, como os definidos por 3 dígitos da NBM, conforme é proposto pela Fundação IBGE. Entretanto, este ideal só poderia ser atingido através da apuração de todas as notas fiscais recebidas, ou seja, um Censo.

Esta solução é inexecutável tanto pela grande quantidade de meios necessários à apuração mensal de 1,2 milhão de notas fiscais, como pela extensão e complexidade da enorme quantidade de resultados que este esquema proporcionaria.

Torna-se, portanto, necessário encontrar um compromisso entre o ideal das estimativas por produto e a disponibilidade de recursos, tanto para apuração como para publicação dos resultados.

O compromisso consistirá na aplicação do método de amostragem e na elaboração de resultados agregados que façam uso máximo das informações disponíveis. Isto será possível quando a agregação for levada unicamente até o ponto em que a amostra proporcione estimativas dos agregados, com erro de amostragem não superior ao limite considerado aceitável, porque a estimativa de um fenômeno, feita por amostragem só pode ser utilizada com segurança na análise econômica quando o erro a que está sujeita não excede determinado limite.

Parece lógico admitir que uma estimativa do total de uma mercadoria exportada para determinado Estado com erro-padrão superior a 20% não conterà quantidade suficiente de informação para ser aproveitada em uma análise econômica.

Considerando que o mais importante é obter uma boa estimativa anual do comércio por vias internas, decidiu-se entretanto apurar e publicar a cada mês, para cada Estado, o valor e o peso total das mercadorias incluídas em cada uma das oito classes NBM, porque essas estimativas serão produzidas com erro-padrão em percentagem não superior a 10%, quando a amostra for de 50.000 notas fiscais.

O nível mínimo de agregação necessário na elaboração de estimativas anuais só será definido através da análise do conjunto de dados acumulados durante 12 meses e após a adoção de um limite máximo para o erro de amostragem dos totais dos agregados.

Por outro lado, já se dispõe de informação que permite reduzir de 10 para 3 as classes de natureza das operações, e de 7 para 2 as de vias de transporte.

Constatou-se que as vendas e transferências são as operações mais importantes; as demais serão agrupadas em outras operações.

O transporte rodoviário predomina de maneira quase absoluta sobre as outras formas de transporte de mercadorias para os demais Estados. As demais formas de transporte são agrupadas em outras.

Se ao final do ano for possível publicar com segurança informações sobre os 392 agrupamentos de mercadorias definidas pelos 3 dígitos da NBM, haverá para cada Estado 1.960 estimativas de valor e outras tantas de peso, o que constitui, sem dúvida, quantidade apreciável de informações.

Está claro que o nível de agregação para publicação nada tem a ver com o armazenamento das informações, que deve ser feito de forma a registrar toda informação coletada, pois elas constituem informações de valor histórico, que poderão eventualmente ser utilizadas de forma imprevisível.

5 - ESTRUTURA DA AMOSTRA COM SUBAMOSTRAGEM

O grande número de notas fiscais recebidas pela Fundação IBGE é separado em dois grupos, segundo o valor líquido da operação. Atualmente é adotado como ponto de separação entre os grupos o valor de Cr\$100.000,00 (cem mil cruzeiros); em 1974 o limite era Cr\$10.000,00. Este valor deve ser reajustado periodicamente, para que o tamanho da amostra não aumente exageradamente, reduzindo as vantagens da amostragem preliminar sem qualquer compensação. Sendo a inflação da ordem de 40% ao ano, a fim de manter constante a proporção de notas fiscais nos dois grupos, seria necessário transferir o limite de Cr\$100.000,00 para Cr\$140.000,00 ao final de um ano de trabalho.

Do grupo de valor inferior a Cr\$100.000,00 é extraída amostra sistemática de dez por cento.

Na prática, a classificação das notas fiscais nos dois grupos e a amostragem sistemática do grupo de menor valor é feita simultaneamente pela mesma pessoa.

Ao final dessas operações, se obtém a "amostra preliminar", que é constituída dos 10% das notas fiscais do primeiro grupo mais a totalidade das notas fiscais de valor líquido igual ou superior a cem mil cruzeiros. Dessa "amostra preliminar" é que será extraída a subamostra.

Antes de proceder à subamostra, se faz a estratificação da "amostra preliminar", segundo o valor líquido consignado.

O grau de inflação vigente em nossa economia aconselha a adoção de uma série de limites dos estratos, cuja estrutura permita neutralizar seu efeito sobre os cálculos. A criação de novos estratos de alto valor e a fusão de estratos de pequeno valor pode ser feita na série 10.000 - 30.000 - 100.000 - 300.000, sem quebra da estrutura básica que se aproxima de uma progressão geométrica.

Esta série é de fácil manipulação, e sua extensão para a criação de novos estratos permitirá que se mantenha aproximadamente constante a proporção da população nos diferentes estratos.

O tamanho da população nos estratos é desconhecido e é estimado através da "subamostragem"; entretanto, as estimativas da média e total das diversas características da população não apresentam vies. O preço que se paga com a subamostragem está no aumento do erro de amostragem das estimativas.

Terminada a estratificação da amostra preliminar, é feita a contagem das notas fiscais nos estratos.

5.1 - Nomenclatura

O universo de amostragem é o conjunto das "operações comerciais" realizadas em um mês, pelas firmas industriais e comerciais do Estado de São Paulo, e que envolvem envio de mercadorias para determinado Estado da Federação.

A população de amostragem é o conjunto das notas fiscais recebidas pela Fundação IBGE, e destinadas ao Estado em questão.

Símbolo	Especificação
N	= Tamanho da população. Número de notas fiscais (operações) recebidas pela Fundação IBGE;
i	= Estrato i = 1, 2, 3, 4, 5, 6;
j	= Mercadoria TAB (4 dig) j = 1, 2,, 1091;
j'	= Mercadoria NBM (3 dig) J' = 1, 2,, 392;
k	= Natureza da operação k = 1, 2,, 9,0;

Símbolo	Especificação
ℓ	= Via de transporte $\ell = 1, 2, \dots, 7;$
o	= Número de ordem seqüencial no estrato $i, o = 1, 2 \dots n_i;$
\hat{N}	= Tamanho estimado da população;
N_i	= Tamanho do estrato i na população; \hat{N}_i = sua estimativa;
M	= Tamanho da amostra preliminar;
M_i	= Tamanho da amostra preliminar no estrato $i;$
r_i	= Proporção do estrato i na população; \hat{r}_i = sua estimativa $= \frac{M_i}{M}$
n_i	= Tamanho da subamostra no estrato $i;$
g_i	= Fator de elevação do estrato $i;$
n_{ij}	= Número de vezes que a mercadoria j aparece na amostra do estrato $i;$
n_{ijk}	= Número de vezes que a mercadoria j ocorre no estrato i juntamente com a natureza da operação $k;$
$n_{ij\ell}$	= Número de vezes que a mercadoria j ocorre no estrato i juntamente com a via de transporte $\ell ;$
p_j	= Proporção de registros da mercadoria j no total de registros; \hat{p}_j = Sua estimativa;
p_{ij}	= Proporção de registros da mercadoria j no total de registros do estrato $i;$ \hat{p}_{ij} sua estimativa;
$x_{ijk\ell o}$	= Valor em cruzeiros em uma unidade da amostra;
$y_{ijk\ell o}$	= Peso da mercadoria em uma unidade da amostra;

Símbolo

Especificação

\bar{x}_{ij} = Média do valor da mercadoria j no estrato i da subamostra;

\bar{X}_{ij} = Média do valor da mercadoria j no estrato i da população;

\bar{X}_j = Média do valor da mercadoria j na população;

\bar{Y}_{ij} = Média do peso da mercadoria j no estrato i da população; e

\bar{Y}_j = Média do peso da mercadoria j na população.

6 - ESTIMADORES PARA ESTADOS PEQUENOS (Sem Subamostragem)

A população dos Estados pequenos é recebida em sua totalidade, e a primeira manipulação consiste na estratificação e contagem nos estratos que proporciona os valores N_i = tamanho da população no estrato i.

O tamanho da população no Estado é dado por

$$N = \sum_i N_i$$

Das N_i notas fiscais do estrato i são retiradas sistematicamente n_i que constituem a amostra.

O tamanho da amostra no Estado é dada por

$$n = \sum_i n_i$$

Entre as n_i unidades da amostra do estrato i encontram-se n_{ij} registros referentes à mercadoria j.

A estimativa de p_{ij} , proporção de registros da mercadoria j no total de registros da população de estrato i, é dada por

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}$$

A estimativa de N_{ij} = número de notas fiscais com a mercadoria j no estrato i da população é dada por

$$\hat{N}_{ij} = \hat{p}_{ij} N_i$$

A variância de \hat{N}_{ij} é estimada por:

$$s^2 \hat{N}_{ij} = N_i (N_i - n_i) \frac{\hat{p}_i (1 - \hat{p}_i)}{n_i - 1}$$

O número total de notas fiscais com a mercadoria j , enviada para o Estado, é estimado por

$$\hat{N}_j = \sum_i \hat{N}_{ij} = \sum_i \hat{p}_{ij} N_i$$

A variância de N_j é estimada por:

$$s^2 \hat{N}_j = \sum_i N_i (N_i - n_i) \frac{1}{n_i - 1} \hat{p}_i \hat{q}_i \text{ onde } \hat{q}_i = 1 - \hat{p}_i$$

6.1 - Estimativa do Valor ou Peso da Mercadoria

Seja $x_{ijk\ell}$ o valor líquido em cruzeiros, no registro $ijk\ell$ o.

O valor total da mercadoria j na amostra do i -ésimo estrato é dado por:

$$t_{ij} = \sum_{o=1}^{n_i} x_{ijk\ell o}$$

Este total permite calcular duas médias distintas a saber: a média aritmética simples

$$\bar{x}_{ij} = \frac{t_{ij}}{n_i}$$

e a média com característica

$$\bar{x}'_{ij} = \frac{t_{ij}}{n_{ij}}$$

As duas médias só coincidem quando $n_i = n_{ij}$, isto é, quando todos os registros do estrato i se referem à mercadoria j .

A estimativa do total do estrato T_{ij} é dada por:

$$\hat{T}_{ij} = N_i \bar{x}_{ij} = \frac{N_i \sum_{k=0}^{n_i} x_{ijk} \ell_o}{n_i}$$

A variância deste total é estimada por:

$$s^2_{\hat{T}_{ij}} = N_i (N_i - n_i) \frac{1}{n_i} s^2_{x_{ij}} = N_i (N_i - n_i) \frac{\sum_{k=0}^{n_i} x^2_{ijk} \ell_o - \frac{t^2_{ij}}{n_i}}{n_i (n_i - 1)}$$

A estimativa do total da mercadoria j no Estado é dada por:

$$\hat{T}_j = \sum_i \hat{T}_{ij} = \sum_i N_i \bar{x}_{ij}$$

A variância deste total é dada por:

$$s^2_{\hat{T}_j} = \sum_i s^2_{\hat{T}_{ij}}$$

As fórmulas de totais e variâncias para subclasses referentes à natureza da operação ou via de transporte são equivalentes, com as

mudanças apropriadas nos subíndices.

7 - ESTIMADORES PARA ESTADOS GRANDES (Com Subamostragem)

Na amostragem dupla, a proporção de elementos da população em cada estrato é desconhecida, e sua estimativa é feita a partir de uma amostra preliminar retirada ao acaso ou de forma sistemática. As características de interesse são observadas em uma subamostra selecionada da amostra preliminar.

Seja M_i o tamanho do estrato i na amostra preliminar. O tamanho do estrato correspondente na população N_i é desconhecido, devendo portanto ser estimado.

No esquema de amostragem adotado para os Estados grandes, a amostra preliminar constituiu-se de 10% das notas fiscais de valor líquido inferior a Cr\$100.000,00, selecionadas de forma sistemática.

Das notas fiscais de valor líquido igual ou superior a Cr\$100.000,00 não se retira amostra preliminar. O tamanho da amostra preliminar e a estimativa do tamanho da população nos estratos estão esquematizados no quadro 2.

QUADRO 2. - Tamanho da Amostra Preliminar e Estimativa de Tamanho da População nos Estados

Nº	Estrato		Tamanho da amostra preliminar	Estimativa do tamanho da população
	Intervalo (Cr\$1.000)			
I	0	10	M_1	$\hat{N}_1 = 10 M_1$
II	10	30	M_2	$\hat{N}_2 = 10 M_2$
III	30	100	M_3	$\hat{N}_3 = 10 M_3$
IV	100	300	M_4	$\hat{N}_4 = M_4$
V	300 e mais		M_5	$\hat{N}_5 = M_5$
VI	Listagens		M_6	$\hat{N}_6 = M_6$

Portanto, a estimativa de N , número total de notas fiscais do Estado, é feita por

$$\hat{N} = \sum_i \hat{N}_i$$

A subamostra n_i é retirada do i -ésimo estrato da amostra preliminar.

Entre as n_i unidades de amostragem do i -ésimo estrato encontram-se n_{ij} registros referentes à mercadoria j .

A estimativa de p_{ij} , proporção de registros da mercadoria j no total de registros do estrato i , é dada por

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}$$

A estimativa de N_{ij} , número de notas fiscais com a mercadoria j no estrato i da população é dada por:

$$\hat{N}_{ij} = \hat{p}_{ij} \hat{N}_i$$

De maneira geral o tamanho da amostra preliminar é dado por

$$M = \sum_i M_i \text{ e a razão } \hat{r}_i = \frac{M_i}{M} \text{ constitui estimativa não viesada de } r_i = \frac{N_i}{N}$$

proporção dos elementos do estrato i na população.

O número total de operações de exportação da mercadoria j para o Estado é estimado por

$$\hat{N}_j = \sum_i \hat{N}_{ij} = \sum_i \hat{p}_{ij} \hat{N}_i$$

7.1 - Estimativa do Valor e do Peso Total de uma Mercadoria

Sejam x_{ijkl} e y_{ijkl} o valor líquido em cruzeiros e o peso líquido, respectivamente, no registro $i j k l$.

O valor total da mercadoria j na subamostra do i -ésimo estrato é dado por

$$t_{ij} = \sum_0 x_{ij} \dots 0$$

onde as n_i unidades da subamostra são escrutinadas somando o valor quando a mercadoria é j , independentemente da natureza da operação e da via de transporte.

Este total permite calcular duas médias distintas, a saber: a média aritmética simples e a média com a característica, isto é, o valor médio dos registros em que aparece a mercadoria j ;

$$\bar{x}_{ij} = \frac{t_{ij}}{n_i} \quad \text{e} \quad \bar{x}'_{ij} = \frac{t_{ij}}{n_{ij}}$$

A média ponderada \bar{x}_j obtida através da subamostra é dada por:

$$\bar{x}_j = \sum_i \hat{r}_i \bar{x}_{ij}$$

e proporciona estimativa não viesada da média \bar{X}_j da população, pois:

$$\begin{aligned} E(\bar{x}_j) &= \sum_i E(\hat{r}_i \bar{x}_{ij}) = \sum_i E(\hat{r}_i E[\bar{x}_{ij} | \hat{r}_i]) \\ &= \sum_i E(\hat{r}_i \bar{X}_{ij}) = \sum_i r_i \bar{X}_{ij} = \bar{X}_j \end{aligned}$$

A estimativa do total do estrato T_{ij} pode ser feita através de qualquer uma das médias e o multiplicador correspondente, e é dada por

$$\hat{T}_{ij} = \hat{N}_i \bar{x}_{ij} = \hat{N}'_{ij} \bar{x}'_{ij} = \frac{\sum_0 x_{ij} \dots 0}{n_i} \hat{N}_i$$

A variância da média ponderada é dada por:

$$\begin{aligned} V(\bar{x}_j) &= E \left[V \left(\sum_i \hat{r}_i \bar{x}_{ij} \mid \hat{r}_i \right) \right] + V \left[E \left(\sum_i \hat{r}_i \bar{x}_{ij} \mid \hat{r}_i \right) \right] \\ &= E \left[\sum_i \hat{r}_i^2 \left(\frac{1}{n_i} - \frac{1}{N_i} \right) S_{ij}^2 \right] + V \left[\sum_i \bar{X}_{ij} \hat{r}_i \right] \end{aligned}$$

Sendo S_{ij} e \bar{X}_{ij} parâmetros, têm-se:

$$V(\bar{x}_j) = \sum_i E(\hat{r}_i^2) \left(\frac{1}{n_i} - \frac{1}{N_i} \right) S_{ij}^2 + \sum_i \bar{X}_{ij}^2 V(\hat{r}_i) + \sum_{i \neq h=1} \bar{X}_{ij} \bar{X}_{hj} \text{Cov}(\hat{r}_i, \hat{r}_h)$$

$$\begin{aligned} V(\bar{x}_j) &= \sum_i \left(\frac{1}{n_i} - \frac{1}{N_i} \right) \hat{r}_i^2 S_{ij}^2 + \sum_i \left[\left(\frac{1}{n_i} - \frac{1}{N_i} \right) S_{ij}^2 + \bar{X}_{ij}^2 \right] V(\hat{r}_i) + \\ &\quad + \sum_{i \neq h=1} \bar{X}_{ij} \bar{X}_{hj} \text{Cov}(\hat{r}_i, \hat{r}_h) \end{aligned}$$

A variância e a co-variância das proporções \hat{r}_i e $\hat{r}_i \hat{r}_h$ são dadas por:

$$V(\hat{r}_i) = \frac{N-M}{N-1} \frac{\hat{r}_i(1-\hat{r}_i)}{M}; e$$

$$\text{Cov}(\hat{r}_i, \hat{r}_h) = \frac{M-N}{N-1} \frac{\hat{r}_i \hat{r}_h}{M}$$

Substituindo na fórmula da variância da média e simplificando, tem-se:

$$V(\bar{x}_j) = \sum_i \left(\frac{1}{n_i} - \frac{1}{N_i} \right) \hat{f}_i^2 S_{ij}^2 + \frac{M-N}{N-1} \frac{1}{M} \left[\sum_i \left(\frac{1}{n_i} - \frac{1}{N_i} \right) \hat{f}_i (1 - \hat{f}_i) S_{ij}^2 + \sum_i \hat{f}_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2 \right]$$

No segundo membro tem-se duas parcelas; a primeira é a variância da média de uma amostra estratificada, quando se conhece o tamanho dos estratos, e a segunda estima o aumento da variância provocado pela necessidade de se estimar o tamanho dos estratos, através da amostra preliminar.

Se na segunda parcela for desprezada a correção para a população finita e o somatório da variância nos estratos, que é pequena em relação ao termo seguinte, será obtida uma estimativa aproximada do aumento de variância, provocado pelo desconhecimento do tamanho dos estratos na população. A estimativa do aumento da variância é dada por:

$$\frac{1}{M} \sum_i \hat{f}_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2$$

Com esta simplificação, a estimativa da variância da média ponderada será dada por:

$$V(\bar{x}_j) \approx \sum_i \frac{\hat{f}_i^2 S_{ij}^2}{n_i} + \frac{1}{M} \sum_i \hat{f}_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2$$

8 - OTIMIZAÇÃO DA AMOSTRA

Foi feita até aqui uma exposição sobre os problemas de definição da população e das unidades de amostragem, bem como descrição da estrutura das amostras derivadas com o auxílio das informações fornecidas pelos levantamentos do início de 1974, que foram utilizados como "levantamento piloto" para esta pesquisa. A seguir,

foram dadas as estimativas para cada estrutura.

Isto era o máximo possível com as informações disponíveis no início e aquelas acumuladas ao longo da pesquisa.

Entretanto, em cada levantamento mensal, informações novas e cada vez mais precisas sobre a estrutura da população e os componentes da variância e dos custos poderão ser utilizadas no aperfeiçoamento do esquema de amostragem.

O ideal será que juntamente com os resultados de cada levantamento seja redimensionada a amostra do levantamento seguinte.

A meta a atingir será a obtenção do máximo de desagregação, no que se refere à informação anual sobre mercadorias, levando em conta as restrições sobre custo.

8.1 - Condição para Adoção da Subamostragem

A seguir, é tratado o problema de otimização de amostra com amostragem dupla.

Como foi visto, uma estimativa aproximada da variância da média ponderada é dada por:

$$V(\bar{x}_j) \cong \sum_i \frac{f_i^2 S_{ij}^2}{n_i} + \frac{1}{M} \sum_i f_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2$$

Por outro lado, a variância da média da amostra quando a amostragem é irrestrita aleatória, isto é, sem estratificação, é dada por:

$$V(\bar{x}_j) = \frac{N-n}{N} \frac{S^2}{n} \cong \frac{\sum_i n_i S_i^2 + \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2}{n}$$

Comparando esta variância com a variância da média ponderada na subamostragem, verifica-se que a diferença entre ambas pode ser positiva, nula ou negativa, dependendo da alocação da subamostra nos estratos.

Entretanto, o problema importante na amostragem dupla consiste em saber se o custo da amostra preliminar compensa a redução da variância, não importando a comparação da variância de suas estimativas com as variâncias das estimativas correspondentes da amostragem irrestrita aleatória.

Colocando de outra forma, pergunta-se: a um custo fixo é mais conveniente extrair uma amostra irrestrita aleatória ou uma amostra dupla?

Para responder a esta questão, considerou-se uma função de custo simples:

$$C = c_1 M + c_2 \sum_i n_i,$$

onde:

c_1 = custo por unidade da amostra preliminar;

M = tamanho da amostra preliminar;

c_2 = custo de uma unidade na subamostra; e

n_i = tamanho da subamostra no estrato i .

Para uma amostra irrestrita aleatória, o plano ótimo é dado por:

$$n' = \frac{\text{Custo total préfixado}}{\text{Custo por unidade de amostragem}} = \frac{C_0}{c_2}$$

Na amostragem dupla, a estimativa da variância da média depende do tamanho relativo dos estratos na população (r_i), das médias e variâncias nos estratos (\bar{x}_{ij} , s_{ij}^2), e também do tamanho da amostra preliminar (M) e da alocação da subamostra nos estratos (n_i).

Os valores ótimos de M e n_i são aqueles para os quais a variância é mínima sujeita à condição:

$$C = c_1 M + c_2 \sum_i n_i.$$

A técnica para a determinação de M e dos n_i ótimos consiste em resolver a função:

$$F = \sum_i \frac{r_i^2 S_i^2}{n_i} + \frac{1}{M} \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2 + \mu (c_1 M + c_2 \sum_i \mu_i)$$

$$= \sum_i \left(\frac{r_i S_i}{n_i} \sqrt{\mu c_2 n_i} \right)^2 + \left(\frac{1}{M} \sqrt{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} - \sqrt{\mu c_1 M} \right)^2 + I,$$

onde: I = termos independentes de M e n_i , assim:

$$I = 2 \sqrt{\mu c_2} \sum_i r_i S_i + 2 \sqrt{\mu c_1} \sqrt{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2}$$

As soluções desta equação são:

$$\frac{r_i S_i}{\sqrt{n_i}} = \sqrt{\mu c_2 n_i} \quad \therefore \quad n_i = \frac{r_i S_i}{\sqrt{\mu c_2}} \quad ; e$$

$$\sqrt{\frac{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2}{M}} = \sqrt{\mu c_1 M} \quad \therefore \quad M = \sqrt{\frac{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2}{\mu c_1}}$$

O valor de μ é determinado quando a variância é minimizada para um custo pré-fixado ou então quando o custo é minimizado para uma variância pré-fixada.

Para que as estimativas possam ser utilizadas com segurança nas análises econômicas, é indispensável que seus erros de amostragem não excedam limites pré-fixados. Em consequência, torna-se necessário minimizar o custo com variância pré-fixada, substituindo as expressões ótimas de M e n_i na fórmula simplificada da variância da média:

$$V(\bar{x}_j) \cong \sum_i \frac{r_i^2 S_i^2}{n_i} + \frac{1}{M} \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2 =$$

$$= \sum_i r_i^2 S_i^2 \frac{\sqrt{\mu} c_2}{r_i S_i} + \frac{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2}{\sqrt{\frac{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2}{\mu c_1}}}$$

$$= \sqrt{\mu c_2} \sum_i r_i S_i + \sqrt{\mu c_1} \sqrt{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \quad \therefore$$

$$\sqrt{\mu} = \frac{V_0}{\sqrt{c_2} \sum_i r_i S_i + \sqrt{c_1} \sqrt{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2}}$$

onde V_0 = variância pré fixada.

Substituindo o valor de μ nas expressões ótimas de M e n_i tem-se:

$$n_i = \frac{r_i S_i}{\sqrt{c_2}} \times \frac{1}{V_0} \left[\sqrt{c_2} \sum_i r_i S_i + \sqrt{c_1} \sqrt{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right] ; e$$

$$M = \frac{1}{V_0 \sqrt{c_1}} \left[\sqrt{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right] \left[\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right]$$

Substituindo M e n_i na expressão de custo da amostragem dupla:

$$C_d = c_1 M + c_2 \sum_i n_i ,$$

tem-se:

$$C_d = c_1 \frac{1}{V_0 \sqrt{c_1}} \left[\sqrt{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right] \left[\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right] \\ + c_2 \sum_i \frac{r_i S_i}{\sqrt{c_2}} \times \frac{1}{V_0} \left[\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right]$$

Simplificando tem-se:

$$C_d = \frac{1}{V_0} \left[\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right]^2$$

Por outro lado, desprezando o fator de correção para população finita, a variância da estimativa da média na amostragem irrestrita aleatória é dada por:

$$V(\bar{x}_j) \cong \frac{S^2}{n'} \quad \therefore \quad C = c_2 \frac{S^2}{V_0}$$

A amostragem dupla será preferível quando o custo para estimar \bar{X}_j com variância V_0 for inferior ao custo de uma amostra irrestrita aleatória equivalente, ou seja, quando for satisfeita a desigualdade:

$$\frac{1}{V_0} \left[\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right]^2 < \frac{1}{V_0} c_2 S^2 \quad \therefore$$

$$\left[\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} \right]^2 - (S\sqrt{c_2})^2 < 0 \quad \therefore$$

$$\begin{aligned} & (\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} + S\sqrt{c_2}) (\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \\ & + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} - S\sqrt{c_2}) < 0. \end{aligned}$$

Para que isto ocorra, o segundo termo do primeiro membro tem que ser menor que zero, então:

$$\sqrt{c_2 \sum_i r_i S_i} + \sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} - S\sqrt{c_2} < 0$$

$$\sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} - \sqrt{c_2} (S - \sum_i r_i S_i) < 0$$

$$\sqrt{c_1 \sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2} < \sqrt{c_2} (S - \sum_i r_i S_i)$$

$$c_1 < c_2 \frac{(S - \sum_i r_i S_i)^2}{\sum_i r_i (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_j)^2}$$

que é condição necessária para que compense a retirada da amostra preliminar, ou seja, a adoção da amostragem dupla.

8.2 - Construção dos Estratos

Considerando o processo inflacionário a que está submetida nossa economia, será necessário reavaliar anualmente a eficiência da estratificação que está sendo adotada, a fim de decidir sobre a conveniência de mudar os limites dos estratos.

Não se dispõe, infelizmente, de uma técnica válida para todos os casos. Para nosso esquema de estimação, em que a média é ponderada em função do tamanho dos estratos, há algumas alternativas possíveis, entre as quais COCHRAN (1) selecionou duas técnicas que se mostraram adequadas em todas as aplicações feitas por ele.

A primeira técnica foi desenvolvida por Dalenius e Hodges. Nela são calculados os valores acumulados de $\sqrt{f(y)}$. Chamando de R a soma daqueles valores em todo intervalo de variação da variável, então definiu-se os limites dos estratos por:

$$Y_i = \frac{iR}{L} \quad | \quad i = 1, 2, \dots, (L-1) \quad |$$

Na técnica de Ekman, desenvolvida posteriormente, os limites dos estratos são definidos de tal modo que satisfaçam a seguinte equação:

$$\frac{M_i}{M} (Y_i - Y_{i-1}) = \text{constante}$$

onde M é o tamanho da amostra preliminar.

Qualquer dessas duas técnicas define um conjunto de limites dos estratos próximos dos conjuntos de pontos de estratificação ótima.

8.3 - Aplicação da Programação não Linear na Alocação da Amostra nos Estratos

Os estimadores apresentados anteriormente permitem determinar o tamanho da amostra e sua alocação nos estratos (cálculo dos n_i), uma vez fixado o erro de amostragem aceitável para a estimativa do total de determinada mercadoria e o nível de confiança correspondente.

Entretanto, como foi visto, em cada Estado podem ocorrer até 1091 mercadorias e, evidentemente, o comportamento da variância nos estratos pode ser muito diferente para diferentes mercadorias. Nestas condições, uma alocação da amostra aceitável para um grupo de mercadoria poderá comprometer a exatidão dos resultados de outro grupo. Este fato torna indispensável um compromisso entre as variâncias para determinar uma alocação "ótima" da amostra.

JAGANHATHAN (5) cita a proposta de Seth com aplicação da programação não linear para resolver o problema geral de alocação da amostra.

Chame-se:

$i = 1, 2, \dots, 5, 6$ os estratos de tamanho; e

$j = 1, 2, \dots, 1091$ as mercadorias segundo a TAB.

Como foi visto, a variância da estimativa do total da mercadoria j é dada por:

$$s_{T_j}^2 = \sum_i N_i (N_i - n_i) \frac{s_{ij}^2}{n_i} + \frac{1}{M^2} \sum_i M_i (\bar{X}_{ij} - \bar{x}_j)^2$$

Para uma função de custo:

$$C = M c_1 + \sum_i n_i c_2 ,$$

em que:

M = tamanho da amostra preliminar;

c_1 = custo de uma unidade da amostra preliminar;

c_2 = custo de uma unidade da subamostra, considerando que o custo não varia entre os estratos; e

n_i = tamanho da subamostra no estrato i .

O custo deverá ser minimizado sujeito às seguintes restrições:

$$n_i \leq M_i ; e$$

$$s_j \leq d_j .$$

Os d_j são fixados em função da exatidão que se deseja para a estimativa do total da mercadoria j e o nível de confiança correspondente.

Seth propõe a seguinte transformação:

$$l_i = \frac{1}{n_i} - \frac{1}{M_i} ,$$

que permite a solução do problema pelo método de programação não linear.

O problema se apresenta então da seguinte forma:

$$\text{minimizar } F(l_1, l_2, \dots, l_5, l_6) = \sum_i \frac{c_2}{l_i + h_i} \quad (h_i = \frac{c_2}{M_i}), \quad c_2 > 0$$

sujeita às seguintes restrições:

$$\sum_i s_{ij}^2 \times l_i \leq p_j, \text{ em que:}$$

$$l_i \geq 0 ; e \text{ onde}$$

$$p_j = d_j \left[\frac{1}{M^2} \sum_i M_i (X_{ij} - X_j)^2 + \sum_i h_i s_{ij}^2 \right] ,$$

é a variância máxima admissível, considerando o erro de amostragem e o nível de confiança escolhidos.

LITERATURA CONSULTADA

- 1 - COCHRAN, W. G. *Sampling techniques*. New York, J. Wiley. 1960. 330 p.
- 2 - DEMING, W. E. *Some theory of sampling*. New York, J. Wiley. 1950. 602p.
- 3 - HEADY, E. O. & CANDLER, W. *Linear programming methods*. Ames, Iowa State University, 1958. 597p.
- 4 - JAGANNATHAN, R. A method for solving a nonlinear programming problem in sample surveys. *Econometrica*, Clevedon, 33 (4): 841-846, Oct. 1965.
- 5 - _____ . The programming approach in multiple character studies. *Econometrica*, Clevedon, 33 (1): 236-237, Jan. 1965.
- 6 - JENNERGREN, P. A price schedule decomposition algorithm for linear programming problems. *Econometrica*, Clevedon, 41 (5): 965-980, sept. 1973.
- 7 - KISH, Leslie. *Survey sampling*. New York, J. Wiley, 1950. 602p.
- 8 - MADOW, W. G. *Teoria dos levantamentos por amostragem*. Rio de Janeiro, IBGE, 1951. 256p.
- 9 - SUKHATAME, B. V. & P. V. *Sampling theory of surveys with applications*. 2nd. ed. Roma, Nações Unidas, FAO, 1970. 452p.
- 10 - WEISS, L. *Statistical decision theory*. New York, McGraw-Hill, 1961. 195p.
- 11 - YATES, Frank. *Sampling methods for censures and surveys*. London, Charles Griffin, 1953. 401p.

RESEARCH OF A SAMPLING METHOD TO ESTIMATE INDIVIDUAL ITEMS VALUE OF BRAZILIAN STATES COMMERCE

SUMMARY

This study describes a research done at the Divisão de Estatísticas Econômicas - Coordenadoria de Análise de Dados – Secretaria de Economia e Planejamento, started in 1976. The objective was to find an operational scheme which would allow the estimation of commodity exports from the State of São Paulo to other Brazilian States.

These estimates are very important for regional economic analysis and planning. Given the large number of commercial operations that constitute this flow of goods from the State of São Paulo – more than one million per month – it was necessary to use sampling to obtain the needed estimates. Hence, the first step was to investigate the best sampling technique. Thus, the transactions with each one of the other states were taken as independent populations and the fiscal note was taken as sampling unit.

Practical and theoretical reasons indicated that stratified sampling was the best technique to be used for 13 States where the number of fiscal notes is small, while double stratified sampling was better for the remaining 12 States.

A pilot survey was done using the 1974 survey data in order to estimate the starting sample size. The sample size, necessary to estimate the total of 8 commodity categories from the Nomenclatura Brasileira de Mercadorias for each month and State, with a standard error equal to 10% or less was 50.000 fiscal notes.

The procedure and the practical problems encountered in manipulating that large sample are described. Later on, two sampling schemes and the problems which arise when they are applied, are described. A detailed analysis of the appropriate estimators is also presented.

This study also presents the statistical methods used to optimize the State samples. This optimization relates to the convenience to adopt subsampling; to estimate the strata intervals; and finally to establish the compromise of the variances of the several commodities since this is a multiple characteristic sampling procedure.

Given the dynamic character of the States economy, it is expected that its commerce with the other States will change with respect to both, type and quantity of commodities exported. This indicates the need for a sampling method flexible enough to adjust itself to the new changes, when the sample efficiency decreases below acceptable levels.