

CARLOS LEÃO

**DETERMINAÇÃO DO PADRÃO DE PRODUTIVIDADE E DE
EFICIÊNCIA TÉCNICA DA AGRICULTURA BRASILEIRA, 1970-1995**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2000

A Lahis, Henrique e Francis.

AGRADECIMENTO

A Deus.

À minha mãe e a meus irmãos, Marly, Sueli, Marco e Antônio Carlos, pela presença constante em todos os momentos.

À Universidade Federal de Goiás, que me liberou de minhas atividades de docência.

À Universidade Federal de Viçosa (UFV), pela acolhida, e ao Departamento de Economia Rural, ambiente sempre estimulante ao desenvolvimento intelectual.

A meu orientador, professor João Eustáquio de Lima, exemplo marcante de que respeito e admiração não se impõem, mas se conquistam pela competência e pela dedicação.

A meus conselheiros, professores Erly Cardoso Teixeira e Sebastião Teixeira Gomes, pelas valiosas sugestões em todas as fases de elaboração deste trabalho.

Aos professores do Departamento de Economia Rural da UFV, pela relevante contribuição à minha formação científica, em especial, aos professores Fátima Marília Andrade de Carvalho, Antônio Carvalho Campos e Adriano Provezano Gomes.

A Graça, Rosângela, Tedinha, Brilhante, Eurico e Ruço, meu especial agradecimento.

Aos colegas e companheiros Niraldo, Renato, Joana, Marcelo Braga, Adriano, Walter Diesel, José Jair, Gilca, Mônica, Letícia, Mamadu, Walter Cury e Paulo Marcelo, pela convivência e pela solidariedade.

Aos colegas e amigos do DCS-UFG, Selma, Ivanilde, Denise Farah, Dalva, Genilda, Pedro, Rabelo, Amparo, Carlos Marcos, Lyz, Jorge, Cristina, Célia e Itami, que se ocuparam das minhas obrigações durante o tempo em que me encontrava afastado.

Finalmente, a Lahis, Henrique e Francis, o meu agradecimento mais sincero, pela tolerância, pelo companheirismo, pela confiança e pelo estímulo.

BIOGRAFIA

CARLOS LEÃO, filho de José Leão de Carvalho e Juventina Heitor de Carvalho, nasceu em Iguatama, Estado de Minas Gerais, em 17 de fevereiro de 1956.

Em 1963, iniciou seus estudos básicos na Escola Coronel José Garcia Pereira, em Iguatama-MG, transferindo-se, em 1971, para o Colégio Agrícola de Bambuí-MG, onde, em 1973, concluiu o curso de Técnico em Agropecuária.

Em dezembro de 1979, graduou-se em Ciências Econômicas na Universidade Católica de Goiás.

Em julho de 1985, obteve o título de Mestre em Economia Rural na Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG.

Em agosto de 1985, iniciou atividades de docência na Universidade Católica de Goiás.

Em agosto de 1989, foi aprovado, em concurso de provas e títulos, para assistente de ensino no Departamento de Ciências Sociais do Instituto de Ciências Humanas e Letras da Universidade Federal de Goiás.

Em janeiro de 1994, foi aceito no Programa de Doutorado em Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, defendendo tese no dia 02 de outubro de 2000.

CONTEÚDO

	Página
LISTA DE QUADROS	ix
LISTA DE FIGURAS	xii
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xv
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. Comportamento da agricultura brasileira entre a década de 20 e a primeira metade da década de 60.....	4
1.3. A condução da política agrícola no Brasil entre a década de 20 e a primeira metade da década de 60.....	5
1.4. Análise do atraso da agricultura brasileira	10
1.4.1. O dualismo econômico	10
1.4.2. O estruturalismo	12

	Página
1.4.3. A interpretação neoclássica	14
1.5. A crise fiscal do Estado brasileiro nos anos 80 e seu impacto na agricultura	16
1.6. O problema e sua importância	19
1.7. Objetivos	24
2. METODOLOGIA	26
2.1. Considerações iniciais	26
2.2. Modelo teórico	27
2.3. O índice de Tornqvist-Theil e a mensuração de produtividade	32
2.4. Mensuração intertemporal e interespacial da PTF	36
2.5. A função estocástica da fronteira de produção	41
2.5.1. Utilização de dados de seção cruzada e série temporal	44
2.5.2. O método dos efeitos de ineficiência técnica	47
2.6. Descrição e fonte dos dados utilizados	51
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	58
3.1. Estimativas de índices de produtividade	58
3.1.1. Comportamento da produtividade agrícola no Brasil	58
3.1.2. Comportamento da produtividade agrícola nas regiões	64
3.1.2.1. Região Norte	67
3.1.2.2. Região Nordeste	68
3.1.2.3. Região Centro-Oeste	71
3.1.2.4. Região Sudeste	74

	Página
3.1.2.5. Região Sul	76
3.1.3. Avaliação do desempenho da produtividade agrícola no Sul e no Sudeste	77
3.1.4. Comparação da produtividade agregada, por estrato de área ..	81
3.1.5. Análise intertemporal da produtividade total dos fatores, por estrato de área	84
3.2. A função fronteira estocástica de produção e a eficiência técnica .	93
3.3. Análise dos efeitos de ineficiência técnica	100
3.4. Elasticidades de produção e retornos à escala	102
3.5. Análise da eficiência técnica	103
3.6. Estimativas de fronteiras estocásticas de produção pelo método de efeitos de ineficiência técnica	108
4. RESUMO E CONCLUSÕES	114
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	121
APÊNDICE	128

LISTA DE QUADROS

	Página
1 Rendimentos (kg/ha) de 12 produtos selecionados - Brasil	21
2 Comportamento da produtividade agrícola no Brasil - 1970-1995	59
3 Estimativa de índices de produtividade para os Estados Unidos ..	61
4 Produção vegetal, animal e utilização de insumos na agricultura brasileira, 1970-1995	63
5 Índices de produção e utilização de insumos por regiões, Brasil, 1970-1995	65
6 Comparação interespacial de produtividade agrícola, Brasil, 1970-1995	66
7 Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Norte, 1970-1995	69
8 Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Nordeste, 1970-1995	70
9 Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Centro-Oeste, 1970-1995	72

	Página
10	Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Sudeste, 1970-1995 75
11	Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Sul, 1970-1995 78
12	Comparação da produtividade por tamanhos de propriedades, Brasil, 1970-1995 82
13	PTF em propriedades menores que 10 hectares, Brasil, 1970-1995 85
14	PTF em propriedades de 10 a 100 hectares, Brasil, 1970-1995 ... 87
15	PTF em propriedades de 100 a 1.000 hectares, Brasil, 1970-1995 88
16	PTF em propriedades de 1.000 a 10.000 hectares, Brasil, 1970-1995 90
17	PTF em propriedades com mais de 10.000 hectares, Brasil, 1970-1995 91
18	Estimativas de máxima verossimilhança dos modelos de fronteiras estocásticas de produção - método de componentes de erros, Brasil, 1970-1995 97
19	Testes de hipóteses acerca da adequação dos modelos estimados 98
20	Estimativas de elasticidade de produção, retorno à escala e mudança técnica, Brasil, 1970-1995 102
21	Sumário estatístico das variáveis usadas na estimação do modelo de fronteira estocástica de produção agrícola - Brasil, 1970-1995 105
22	Eficiência técnica da agropecuária brasileira, por Estado - método de componentes de erros: modelo translog, 1970-1995 106
23	Estimativas de máxima verossimilhança dos modelos de fronteiras estocásticas de produção - método de efeitos de ineficiência técnica, Brasil, 1970-1995 110

	Página
24	Estimativas de eficiência técnica da agropecuária brasileira, por estado - método de efeitos de ineficiência técnica, Brasil, 1970-1995 113
1A	Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1970 129
2A	Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1975 130
3A	Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1980 130
4A	Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1985 131
5A	Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1995 131

LISTA DE FIGURAS

	Página
1 Representação gráfica dos conceitos de produtividade, eficiência técnica, economia de escala e mudança técnica	27
2 Ilustração geométrica da derivação do índice de produtividade ...	38
3 Comportamento da produção, insumos e PTF no Brasil - 1970-1995	59
4 Utilização de insumos e produção da agropecuária brasileira, 1970-1995	63
5 Produtividade total dos fatores, por estrato de área, Brasil, 1970-1995	82

RESUMO

LEÃO, Carlos, D.S., Universidade Federal de Viçosa, outubro de 2000.
Determinação do padrão de produtividade e de eficiência técnica da agricultura brasileira, 1970-1995. Orientador: João Eustáquio de Lima.
Conselheiros: Erly Cardoso Teixeira e Sebastião Teixeira Gomes.

No período imediatamente posterior à Segunda Guerra Mundial, o crescimento da produção agrícola brasileira era devido, principalmente, à incorporação dos fatores tradicionais, terra e trabalho, ao processo de produção. Entretanto, as sérias e recorrentes crises de abastecimento do mercado interno no decorrer das décadas de 50 e 60 e a crescente escassez de terras férteis e de mão-de-obra, principalmente nos Estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, no início da década de 60, contribuíram para reorientar o padrão de desenvolvimento da agricultura no País em direção à obtenção de níveis mais elevados de produtividade, estabelecendo-se, assim, a necessidade de acelerar a modernização da atividade agrícola, como forma de obter o necessário aumento de sua produção. Essa mudança de postura pressupõe o reconhecimento de que a agricultura desempenha papel estratégico no processo de desenvolvimento econômico e de que a relevância da sua contribuição depende,

fundamentalmente, da taxa de crescimento da produtividade agrícola, razão da importância de se conhecer o padrão de produtividade e de eficiência com que os recursos foram utilizados, nas últimas décadas, nas várias regiões do País. Embora se possa constatar a existência de significativa literatura sobre o tema no Brasil, resente-se a falta de uma abordagem baseada em indicadores de produtividade total que reflitam, efetivamente, a direção correta do comportamento da agricultura brasileira. Este estudo objetiva analisar o comportamento da produtividade agrícola no Brasil, durante o período 1970-1995. Para isso, foram estimados índices de produtividade total de fatores para os anos censitários desse período e para as cinco regiões brasileiras, os quais permitiram estabelecer comparações intertemporais e interesporais de produtividade agrícola para o Brasil. Noutra parte do estudo foram estimadas funções estocásticas de fronteira de produção para a agricultura brasileira, as quais permitiram estabelecer estimativas da eficiência produtiva para os vários Estados brasileiros, além de possibilitar a obtenção de um índice de mudança técnica para a agricultura no Brasil. Com base nos resultados, concluiu-se que a agricultura brasileira experimentou ganhos significativos de produtividade no período considerado, os quais foram mais expressivos nas regiões Sul e Sudeste, onde o processo de modernização da agricultura foi iniciado mais cedo e com maior intensidade. Ficou evidente que as regiões do Centro-sul apresentaram não apenas níveis de eficiência técnica mais elevados, mas também índices de mudança técnica maiores do que em outras regiões do Brasil.

ABSTRACT

LEÃO, Carlos, D.S., Universidade Federal de Viçosa, October 2000.
Determination of the pattern of productivity and technical efficiency of Brazilian agriculture, 1970-1995. Adviser: João Eustáquio de Lima.
Committee Members: Erly Cardoso Teixeira and Sebastião Teixeira Gomes.

During the period immediately after the Second World War, the growth of Brazilian agricultural production was especially due to the incorporation of traditional factors, such as land and labor. Nonetheless, the serious and recurrent supply crises of the domestic market during the 50's and 60's and the constant decrease in the amount of productive land as well as labor – especially in São Paulo and Rio Grande do Sul in the beginning of the 60's – contributed to reorient the pattern of agricultural development toward greater levels of productivity. The result of this change generated the need to modernize agricultural activities as a means to obtain the necessary increase of production. This change in attitude presumes the acknowledgement that agriculture plays a strategic role in economic development and that the relevance of its contribution depends, fundamentally, upon the growth rate of agricultural production. Hence it is important to know the productivity and efficiency pattern of agricultural

activities during the last decades in the various regions of the country. Even though it is possible to find a significant number of studies about this subject in Brazil, we lack studies based on total productivity indicators that effectively shows the correct direction of the performance of Brazilian agriculture. The main objective of this study is to analyze the performance of agricultural productivity in Brazil from 1970 to 1995. For this purpose we have estimated the indicators of total productivity of the factors for the census' years of this period and for the five Brazilian regions. These indicators have helped to establish intertemporal and interespacial comparisons of agricultural productivity for Brazil. In another section of the study we have estimated the productivity expansion through stochastic functions of production for Brazilian agriculture. These functions have helped to estimate the productivity efficiency of each Brazilian State and to obtain an indicator of technical change for agriculture in Brazil. Based on our results we have concluded that Brazilian agriculture had a significant increase in productivity during the time considered. The study also showed that this increase was more expressive in the southern and southwestern regions of the country, where the agricultural modernization process started earlier and with more strength. It became evident that the regions from the center-south presented not only higher levels of technical efficiency, but also higher indicators of technical change than the other Brazilian regions.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

A crise do setor externo da economia brasileira na década de 30, causada pela Grande Depressão e pela queda do preço internacional do café, representa um ponto de inflexão no desenvolvimento econômico brasileiro. A dinâmica de crescimento que prevalecia até então era de caráter “reflexivo” e “dependente”, visto que as exportações e importações representavam, respectivamente, 17% e 20% do produto interno bruto, no ano de 1920 (SIMONSEN, 1969). O comportamento da demanda externa de produtos primários determinava o ritmo de desenvolvimento das atividades econômicas internas. Os aumentos da renda interna, propiciados pela expansão das exportações, geravam mercado para produtos manufaturados, ensejando, assim, a implantação de indústrias para atendimento da demanda potencial daqueles produtos. Em estágio posterior, o próprio crescimento industrial também contribuía para o incremento da renda interna. Entretanto, conforme salientou TAVARES (1978), a dinâmica do setor industrial continuava atrelada ao desempenho da economia primário-exportadora. O caráter de dependência fica evidente, portanto, pela incapacidade do

crescimento econômico em gerar a autonomia das atividades econômicas internas.

Após 1930, o processo de industrialização, colocado em prática no País, seria completamente distinto do que prevalecia antes da crise. O seu início foi marcado exatamente pelo declínio das atividades ligadas ao setor exportador, e a conseqüente redução da capacidade de importar criou ambiente propício ao desenvolvimento da indústria substitutiva de importações.

As fontes de dinamismo que até então eram basicamente advindas do comércio exterior passaram a ser derivadas da atividade interna. Assim sendo, no novo modelo de crescimento voltado “para dentro”, a economia passa a ser impulsionada pelo investimento industrial, em substituição à demanda do setor externo (TAVARES, 1978). Processa-se, portanto, queda paulatina da importância relativa do setor externo na formação da renda interna, apesar de este permanecer estratégico na geração de divisas para importação de bens de capital, necessários ao investimento na indústria de transformação.

Ao mesmo tempo que se processa a mudança do modelo de crescimento econômico, as dificuldades dela decorrentes geram também ambiente propício à reflexão sobre a realidade econômica e social do País. Portanto, era necessário, a partir do reconhecimento e da análise dessa realidade, estabelecer as condições necessárias à aceleração do processo de superação do atraso econômico. No plano político, o cenário mundial no qual se processava essa discussão era caracterizado pela polarização do mundo em “blocos” e pelo processo de desintegração do sistema colonial. Era inevitável, portanto, a politização, que vai caracterizar o debate interno sobre a direção que deveria ser tomada pelo País, em relação às condições econômicas e políticas então vigentes, para dar continuidade ao incipiente processo de industrialização, iniciado antes da década de 30.

A tendência à acentuação da concentração da renda, a inflação, os salários reais em queda, a insuficiência de fontes de financiamento do crescimento econômico, as baixas taxas de formação de capital, a atuação do

governo no processo e a deterioração dos termos de intercâmbio comercial foram pontos em torno dos quais se processava um intenso debate a respeito da direção a ser seguida. O impasse surgia das opções colocadas. A primeira envolvia a reestruturação econômica a partir da expansão e do fortalecimento do mercado interno, atribuindo à agricultura papel fundamental nesse processo, o que demandaria amplo apoio social e político. A segunda envolveria o reequipamento do parque industrial com apoio de capitais estrangeiros, requerendo, portanto, a rearticulação de grupos sociais e econômicos ligados ao interesse da “abertura” e inserção da economia brasileira no mercado mundial. Foi, no entanto, a primeira opção que colocou os termos do debate sobre o curso do desenvolvimento a ser trilhado pelo Brasil durante as décadas de 50 e 60 (LINHARES e SILVA, 1981).

Especificamente no que concerne à agricultura e a sua inter-relação com o setor urbano-industrial, nos termos desse debate se coloca a necessidade de transformação do setor agrícola como condição determinante da manutenção do crescimento econômico brasileiro. Passou-se a entender, na década de 60, que, afinal, o setor agrícola deveria deixar o papel passivo, que até então lhe caracterizava, para desempenhar função mais estratégica no processo de desenvolvimento do País, qual seja, constituir uma das principais fontes de dinamismo da economia brasileira, seja no suprimento de recursos, seja na formação de mercados para produtos gerados pelos centros urbano-industriais. É óbvio, portanto, que a formulação da política econômica, conduzida de forma a privilegiar essa estratégia de desenvolvimento, deveria, necessariamente, ter importantes impactos na agricultura. A questão principal seria saber com que intensidade o setor agrícola seria capaz de responder, de forma adequada, às necessidades de uma economia em processo de expansão, sem comprometer sua própria capacidade de geração de excedentes. Por conseguinte, haveria necessidade da formulação de uma política agrícola que desse suporte ao crescimento da produção agropecuária, de forma a atender, principalmente, aos interesses do desenvolvimento urbano-industrial.

Antes de apresentar os aspectos mais importantes da política agrícola colocada em prática nesse período, seria importante mostrar o desempenho da agricultura em termos de taxas de crescimento, considerando o período em que se inicia a decadência da agricultura tradicional, início do século, até o fim da fase de transição, que se inicia na década de 50 até meados da década de 60.

1.2. Comportamento da agricultura brasileira entre a década de 20 e a primeira metade da década de 60¹

No decênio de 20, o crescimento anual médio do produto real foi de 3,7%, tendo a agricultura, a indústria e o comércio crescido a taxas de 3,4%, 3,3% e 3,4% ao ano, respectivamente. Não há, nesse decênio, qualquer mudança na estrutura econômica do País. Conforme já salientado, a economia é, caracteristicamente, primário-exportadora, tendo o café como produto mais importante da sua pauta de exportações. No decênio de 30, a crise mundial provoca uma queda de 9,7% no produto real, no período de 1929 a 1931. Entretanto, ao final da década, o País consegue reverter a situação mundial desfavorável e alcança taxa média anual de crescimento do produto real em torno de 4,6%, tendo o produto industrial se expandido em 5,2%, e o produto agrícola, 4,3% ao ano.

O novo surto de industrialização provocado pelas dificuldades criadas pela escassez mundial de produtos, decorrentes da Segunda Guerra Mundial, resulta, no período de 1940 a 1947, em taxas médias de crescimento do produto real em torno de 5,1% ao ano, tendo o incremento da produção agrícola e industrial ficado em 3,9% e 6,5% ao ano, respectivamente. Nos nove anos que se seguem até o início do governo de Juscelino Kubistcheck, a taxa de crescimento do produto agrícola permanece constante, em torno de 3,9% ao ano, enquanto a produção industrial atinge a taxa de 8,8%. No governo Juscelino Kubistcheck, a economia brasileira alcança as mais altas taxas de crescimento observadas desde

¹ Os dados desta seção são baseados em SIMONSEN (1974).

o início do século. A produção industrial se expande a taxas anuais médias de 11,1%, enquanto a agricultura experimenta crescimento de 5,8% ao ano, o que resulta em crescimento médio de 7,0% do produto real, ao ano.

Bem menos expressiva foi a taxa de crescimento anual experimentada pela economia no período de 1961 a 1967, 3,7%, em média. Nesse período, a agricultura e a indústria cresceram, respectivamente, a taxas de 3,7% e 3,8%, em média, ao ano. Na concepção de SIMONSEN (1969), esse baixo desempenho foi resultante de distorções geradas pelo crescimento acelerado da década anterior, pela instabilidade político-institucional e pelas condições climáticas adversas que prejudicaram a produção do setor agrícola no período.

Apresentado o comportamento da agricultura em comparação ao crescimento industrial, algumas indagações devem, naturalmente, surgir do exposto: Primeiro, o desempenho da agricultura foi satisfatório para suprir os recursos de acordo com as necessidades do desenvolvimento global do País durante a fase de transição? Segundo, a transferência de recursos da agricultura para o desenvolvimento industrial se fez sem comprometer as taxas de crescimento do setor?

1.3. A condução da política agrícola no Brasil entre a década de 20 e a primeira metade da década de 60

A política agrícola colocada em prática durante esse período pode fornecer respostas apropriadas a essas indagações. De acordo com ALVES (1979), é possível distinguir três fases distintas na política agrícola no Brasil. A “tradicional”, que se caracteriza, principalmente, pela busca do aumento do nível de produção mediante expansão da fronteira agrícola, com escassos investimentos em pesquisa, quase nenhuma expansão de indústrias para produção de insumos modernos e emprego mínimo de capital. A agricultura, nessa fase, era intensiva no uso de terra e trabalho, fatores abundantes no País, e caracteristicamente itinerante, ou seja, com o esgotamento da fertilidade natural

do solo, os cultivos eram deslocados para novas terras. As decisões na alocação de recursos eram de caráter reflexivo, determinadas pela demanda favorável do setor externo. É, portanto, a época dos grandes ciclos: o da cana-de-açúcar, da borracha e do café. A fase tradicional da agricultura entra em decadência no início deste século e é superada no início da década de 50. Ressalta-se que, nessa fase, não se pode falar de implementação de uma política agrícola com a conotação que o termo tem na atualidade.

A fase denominada de “transição”, que tem início no final da década de 50 e se estende até meados dos anos 60, coincide com o período em que a política de industrialização por substituição de importações ganha novo e mais intenso impulso. A taxa de crescimento do produto industrial ficou, em média, em torno de 7,45%, e a do produto agrícola, em 4,75%, no período de 1956 a 1967.

No entanto, apesar do bom desempenho do setor agrícola brasileiro nesse período, um exame mais detalhado do seu comportamento revelaria que, até o final da década de 50, a agricultura cresceu a uma taxa satisfatoriamente maior que o crescimento populacional. Porém, considerando o final da década de 50 e os primeiros anos do decênio de 60, a taxa de crescimento da agricultura foi apenas ligeiramente superior à taxa de crescimento demográfico, situando-se pouco acima de 3% e agravando-se ainda mais o abastecimento doméstico, dada a baixa taxa de crescimento da produção de alimentos destinados ao mercado interno - em torno de 3,3% (BAER, 1988).

Há consenso generalizado de que a agricultura foi fortemente discriminada e teve seu dinamismo severamente comprometido nesse período. A sobrevalorização da moeda brasileira em frente ao dólar penalizou fortemente as exportações agrícolas. Fishlow, citado por ALVES (1979), afirmou que os recursos transferidos da agricultura para indústria, nos períodos 1955/57 e 1958/60, variaram de 2,18% a 7,3% e de 11,6% a 19,1% do Produto Nacional Bruto, respectivamente. Em adição, os insumos comumente utilizados na agricultura, fundamentais ao seu processo de modernização, tiveram seus preços

elevados em virtude da proteção dada à indústria nacional. Além da maciça transferência intersetorial de recursos, a concentração do desenvolvimento industrial, do eixo Rio de Janeiro, São Paulo e Belo Horizonte, resultou em transferência de volume expressivo de recursos para esse pólo de desenvolvimento, comprometendo, de forma significativa, a capacidade de melhoria de desempenho da agricultura das demais regiões do País.

LOPES e SCHUH (1979) também concordaram que a política de desenvolvimento industrial por substituição de importações foi pródiga em transferir recursos da agricultura para a indústria. Citam-se as tarifas e, ou, os controles de câmbio, o tratamento preferencial na importação de bens de capital para novas indústrias, as taxas de câmbio preferenciais para importações de insumos industriais, os financiamentos subsidiados às indústrias, o desenvolvimento de infra-estrutura para facilitar a expansão industrial e a própria participação direta do Estado em investimentos em setores selecionados como medidas de política econômica com efeitos negativos sobre a atividade agrícola. Em adição, era adotada, com freqüência, a fixação de preços-teto para produtos alimentares, que, embora não fossem mantidos por períodos muito extensos de tempo, contribuíram para a geração de incertezas sobre preços relativos. A recorrência a importações para contenção das crises temporárias de abastecimento do mercado interno introduziu, freqüentemente, distorções no sistema de comercialização agrícola.

Esses autores são unânimes em reconhecer o sucesso alcançado pela política industrial adotada pelo País no pós-guerra, com vistas em alcançar taxas elevadas e auto-sustentáveis de expansão industrial. Entretanto, é fato reconhecido que o setor agrícola não manteve o mesmo ritmo de desenvolvimento global do País. Apesar de o crescimento da oferta agrícola ter acompanhado, de forma desejável, a expansão da demanda que resultou do intenso processo de urbanização-industrialização e da necessidade de trocas com o exterior, sem aumentos comprometedores nos preços de produtos agrícolas,

houve crises periódicas de abastecimento e desempenho insatisfatório do ritmo de crescimento das exportações agrícolas, principalmente nas décadas de 50 e 60.

Era, portanto, de esperar que a pressão exercida pelo complexo urbano-industrial fizesse com que a política econômica global contemplasse os objetivos identificados com a segurança e com a estabilidade do abastecimento alimentar necessárias à expansão do setor industrial, atendendo, ainda que de forma indireta, aos interesses da agricultura.

Apesar de a direção da política agrícola nessa fase ainda privilegiar a expansão da fronteira como forma de aumentar a produção, a análise das crises da oferta agrícola fez emergir programas que propunham a construção de obras de infra-estrutura, com o objetivo de conter as perdas associadas à ineficiência do processo de comercialização, diagnosticada como causa básica da insuficiência de oferta de alimentos.

Outras ações desencadeadas com vistas em minimizar as crises de abastecimento partiam da pressuposição que a lentidão no processo de adoção da tecnologia existente, pelos agricultores inovadores, decorria da inexistência de um processo eficiente de difusão. Essas ações seguiram dois movimentos: a implementação de um sistema de extensão rural e a instituição de políticas dirigidas, tais como garantia de preços mínimos, crédito agrícola subsidiado e programas especiais.

A idéia básica era a de tornar baratos os insumos modernos, estimulando seu uso pelos agricultores e, por outro lado, facilitar o acesso às informações científicas, através de serviços de extensão (ALVES, 1979:5).

Apesar de ser louvável que o setor agrícola, nessa fase, tivesse sua relevância reconhecida dentro do processo de desenvolvimento econômico do País, pouca atenção foi dada à necessidade de investimentos de recursos em pesquisa, com vistas em gerar uma base científica mais eficaz no aumento da produtividade agrícola, ou seja, todo esforço era envidado à incorporação de novas áreas ao processo de produção da agricultura.

Daí, isto, ter proporcionado uma base frágil para um declínio nos preços relativos dos produtos agrícolas, como seria desejável no processo de

crescimento, e pouca base para uma elevação na renda per capita da população rural (LOPES e SCHUH, 1979:15).

Finalmente, o que ALVES (1979) denominou de fase moderna da política agrícola é caracterizada pela continuidade da aplicação dos instrumentos da fase anterior, quais sejam, garantia de preços mínimos, crédito subsidiado para compra de insumos modernos, programas especiais de incentivo e ampliação da política de substituição de importações, de forma a incluir alimentos importados, incentivando, com isso, a produção de trigo. Nessa fase, há também o incremento de recursos destinados à geração de tecnologia adequada às reais condições da agricultura brasileira, principalmente a partir de 1974, influenciando, significativamente, os índices de produtividade.

No entanto, é evidenciado que, mesmo com a prática de uma política econômica que tem a agricultura como uma das prioridades, o setor ainda assim continuou sendo discriminado, com efeitos negativos sobre o seu desempenho. O elenco de medidas e reformas adotadas pelo governo, que se iniciam em 1964, traz benefícios apenas indiretos à agricultura, uma vez que medidas específicas para o setor foram relativamente poucas. A melhoria geral da infra-estrutura do País, que facilitou a intensificação da agricultura e a conquista de fronteiras agrícolas; a prática de taxas de câmbio em níveis mais realistas, sobretudo a partir de 1968, com implantação da política de minidesvalorizações periódicas, que reduziu o desestímulo que a sobrevalorização cambial provocava nas exportações agrícolas; e a crescente liberalização do comércio externo foram medidas que favoreceram, ainda que de forma indireta, o setor agrícola e, em especial, o incremento das exportações de produtos semi-industrializados, tais como farelo e óleo de soja e suco de laranja (GOLDIN e REZENDE, 1993).

Um dos resultados mais marcantes da política agrícola desenvolvida nessa fase foi a reversão do equilíbrio entre o crescimento da agricultura para o mercado interno e para a exportação, que ocorreu, segundo HOMEM DE MELO (1985), principalmente no período 1966/80. O impulso às exportações se fez em produtos agrícolas industrializados, chegando a representar, ao final da década de

70, entre produtos agrícolas semi-processados e altamente processados, cerca de 30% do total das exportações.

ALVES (1979:8) resumiu o que foi a política agrícola, em sua dimensão histórica, na seguinte afirmação:

A política agrícola não estimulou a agricultura, a não ser em termos recentes e assim mesmo de forma descontínua e não muito coerente. Se deu estímulos por um lado, arrebatou-os por outro, através da política comercial. Não se devem esperar elevados ganhos de produtividade, a não ser nas explorações que receberam mais apoio, tanto a nível de política comercial como de pesquisa, em geral, aqueles voltados para o comércio externo, ou cuja produção se destina à indústria.

1.4. Análise do atraso da agricultura brasileira

A discussão feita até aqui procurou mostrar que a preocupação com o desempenho da produção agropecuária sempre esteve presente, ainda que em diferentes graus de intensidade, na estratégia de desenvolvimento econômico adotada pelo Brasil após a década de 30. No entanto, a sistematização de idéias e as ações desencadeadas para promover a agricultura, pela compreensão de que o setor tem papel fundamental a ser desempenhado no processo de desenvolvimento do País, somente aconteceram no pós-guerra. Houve, portanto, um debate intenso, a partir do início da década de 60, sobre as causas da baixa produtividade agrícola e seu reflexo no desenvolvimento econômico do País.

1.4.1. O dualismo econômico

O esquema analítico que, inicialmente, se sobressaiu é baseado na teoria do “dualismo econômico”, introduzido no Brasil por Jacques Lambert e Roger Bastide (LINHARES e SILVA, 1981). De acordo com a concepção dualista, a interpretação das estruturas econômicas e sociais, de países com passado colonial tal como o Brasil, apresenta uma dualidade de estruturas, ou seja, um setor “moderno e aberto” coexiste com um setor “arcaico e fechado”. Portanto, as leis econômicas que, supostamente, são válidas para explicar a sociedade capitalista

não são aplicáveis às sociedades nas quais um setor pré-capitalista coexiste com um setor capitalista.

No caso do Brasil, o setor “arcaico e fechado” seria representado pelo imobilismo do interior, pelo agrarianismo tradicional, pelo coronelismo e pelo latifúndio, enquanto o litoral, vinculado à indústria, ao comércio, às formas avançadas de civilização e ao dinamismo, representaria o “moderno e aberto” na estrutura socioeconômica.

A superação do atraso econômico seria possível, portanto, à medida que o setor moderno, representado pela agricultura e pela indústria dinâmicas, vencesse o imobilismo do setor atrasado mediante a modernização deste.

A compreensão da natureza do crescimento e do processo de acumulação de capital em economias dualistas recebeu uma contribuição notável, na década de 50, com as idéias de LEWIS (1954). Segundo ele, o excedente de mão-de-obra, com produtividade marginal baixa, nula ou até mesmo negativa, poderia ser absorvido pelo setor moderno sob certas condições ditas favoráveis, ou seja, embora a produtividade marginal da mão-de-obra fosse nula, os salários seriam determinados pela produção média na agricultura, em nível próximo à subsistência. Nessas circunstâncias, as economias dualistas poderiam dispor de uma oferta ilimitada de trabalho com salários de subsistência.

Essa mão-de-obra poderia, portanto, ser transferida para o setor urbano sem que houvesse qualquer redução na produção agrícola. De acordo com Lewis, a oferta de mão-de-obra proveria setores, onde houvesse desemprego disfarçado, do próprio crescimento vegetativo da população e da intensificação do uso do trabalho feminino. Na economia dualista, de Lewis, existiria ainda um setor industrial de natureza capitalista, cujo comportamento racional o levaria a empregar trabalho adicional até onde o valor do produto marginal se igualasse à taxa de salário pago, compatível, portanto, com critérios de maximização de lucro. Haveria crescimento econômico, então, se o excedente gerado no setor capitalista fosse utilizado em reinversões dentro do próprio setor. O aumento da

absorção do excedente de mão-de-obra far-se-ia até seu completo desaparecimento.

Segundo ALBUQUERQUE e NICOL (1987), um dos mais sérios problemas do modelo elaborado por LEWIS (1954) é que a interação existente entre o setor de subsistência e o setor moderno não resolveria a questão do suprimento de alimentos e de matérias-primas para um setor industrial em crescimento, sem que houvesse o desenvolvimento simultâneo do setor agrícola. Sem a modernização da agricultura, o estado estacionário, eventualmente, deveria ser alcançado.

1.4.2. O estruturalismo

Em sua explicação da formação histórica do Brasil, FURTADO (1961) concebeu o subdesenvolvimento como resultado da penetração de empresas capitalistas modernas em estruturas arcaicas, sendo sua dinâmica determinada, pois, pela demanda externa da economia cafeeira e pela demanda preexistente de produtos manufaturados na primeira fase do processo de substituição de importações.

O setor atrasado, incluída aí parte expressiva da agricultura, somente poderia alcançar dinâmica própria induzido pelo setor urbano-industrial moderno. Nas propostas de Furtado para o desenvolvimento industrial do Brasil, a agricultura tradicional seria, portanto, um entrave a ser removido. Por um lado, o caráter genuinamente de subsistência, aliado à pouca expressividade do trabalho assalariado na agricultura, retira do setor a possibilidade de constituir um mercado potencial para a indústria em expansão. Por outro lado, os problemas crônicos de abastecimento e a baixa capacidade de geração de excedentes exportáveis, necessários ao financiamento das importações, eram associados a uma estrutura agrária inadequada.

Essas conclusões a respeito do setor agrícola fazem parte de um conjunto mais amplo de teses sobre desenvolvimento/subdesenvolvimento periférico que

movimentaram a discussão teórica na América Latina, a partir do final da década de 40, denominado “Estruturalismo”. Para os teóricos estruturalistas, o atraso dos países latino-americanos estava associado, invariavelmente, à rigidez de suas estruturas socioeconômicas, cuja base produtiva era centrada, principalmente, na geração de produtos primários, no baixo desenvolvimento industrial e tecnológico e na forte dependência das economias desenvolvidas ou “centrais”. A heterogeneidade da base de produção em termos regionais, a alta especialização e a falta de integração interna das economias subdesenvolvidas ou “periféricas” impediam a geração/absorção das melhorias de produtividade.

Para os estruturalistas, a incapacidade do setor em responder aos estímulos de mercado era resultante, portanto, do fato de as decisões sobre a alocação de recursos e sobre a técnica de produção a ser utilizada serem determinadas, essencialmente, pelas necessidades de subsistência e pelo tradicionalismo, respectivamente. Dado que a rigidez da base técnica mantinha constante a produtividade média da mão-de-obra, a oferta agrícola somente se alteraria por expansão da fronteira agrícola, sem garantia de que a quantidade produzida fosse suficiente para atender ao crescimento da demanda. A insuficiência crônica da oferta de alimentos acabaria por comprometer o desenvolvimento industrial.

Nesse sentido, a reforma agrária seria o instrumento que tornaria possível romper os entraves que se antepunham à necessária transformação da agricultura. Somente com a reforma agrária seriam criadas as condições para que a alocação de recursos na agricultura se fizesse em resposta a mudanças na estrutura de preços relativos. A alteração da estrutura de propriedade seria também necessária para que os aumentos de produção se fizessem pela melhoria da produtividade resultante da adoção de técnicas modernas.

Conforme argumentaram GOLDIN e RESENDE (1993), apesar de muitos autores compartilharem dessa mesma preocupação, foi demonstrado, posteriormente, que esta tese estava equivocada, uma vez que houve crescimento

da produção de alimentos em quantidade compatível com a evolução da demanda, sem que houvesse pressões importantes sobre preços de alimentos.

1.4.3. A interpretação neoclássica

O uso do modelo de economia dualista, como esquema conceitual de análise, despertou uma série de críticas à aderência do modelo à interpretação das transformações que efetivamente ocorriam na sociedade global brasileira. Dentre as mais diferentes matizes, a crítica inspirada nas idéias de SCHULTZ (1965), reunidas no seu livro “Transforming Traditional Agriculture”, serviria de orientação teórica, quando, em meados da década de 60, a existência de um novo pacto político iria propor a intensificação de ações modernizadoras da agricultura, sem, no entanto, alterar a estrutura agrária do País, como na forma propugnada pelos estruturalistas cepalinos.

Tratava-se, pois, de saber se a agricultura seria capaz de responder ao desafio que lhe era imposto pelo desenvolvimento econômico, com vistas no desempenho das cinco funções definidas por JOHNSTON e MELLOR (1961), quais sejam:

1. fornecer matérias-primas e alimentos aos centros urbanos, sem pressão sobre preços;
2. liberar mão-de-obra necessária ao desenvolvimento industrial;
3. constituir um mercado consumidor para a produção industrial;
4. contribuir para melhoria da capacidade de importações por meio da geração de excedentes exportáveis; e
5. fornecer recursos à formação de capital para o desenvolvimento industrial.

Diferentemente da concepção dualista, a explicação da persistência da agricultura tradicional, que prevalece nos Países em desenvolvimento, deveria ser buscada não na estrutura agrária inadequada, mas na ausência de estímulos econômicos cristalizados nas baixas taxas de retorno dos investimentos em fatores de produção modernos. Nesse sentido, uma agricultura incapaz de se

modernizar jamais poderia aumentar a produtividade dos fatores que nela são empregados; dessa forma, a sua contribuição ao crescimento econômico do País seria desprezível.

Deve-se ressaltar que, em SCHULTZ (1965), ineficiência econômica não é sinônimo de tradicionalismo, ou seja, dadas as técnicas de produção existentes, os agricultores sempre encontrariam a combinação ótima de recursos, de forma a equalizar o valor da contribuição marginal do fator ao seu preço. Nesse sentido, ainda que a adoção de insumos modernos tornasse a produção agrícola mais eficiente tecnologicamente, do ponto de vista econômico, o elevado preço do insumo inviabilizaria a mudança técnica. Portanto, ao contrário da tese dualista, a diferença entre o “tradicional” e o “moderno” não se define no plano estrutural, mas na constelação de insumos modernos a baixos preços, disponíveis aos agricultores. Para Schultz, mesmo nas economias de baixa renda, o agricultor, longe de ser irracional, toma suas decisões com base em critérios econômicos.

A antevisão da possibilidade de auferir retornos positivos com a sua decisão de investimento em uma nova técnica de produção está presente no espírito do agricultor tradicional, da mesma forma que na do mais genuíno dos empreendedores capitalistas. Sendo assim, a causa do atraso relativo da agricultura estaria na inviabilidade econômica das técnicas de produção modernas, e não na insensibilidade dos agricultores a estímulos econômicos.

Se alguma política devesse ser adotada para promover o desenvolvimento da agricultura, a sua direção passaria pela produção de fertilizantes, corretivos, máquinas e equipamentos etc., a preços baixos. Assim, os agricultores receberiam os impulsos necessários à melhoria dos níveis de produtividade geral por mudanças nas técnicas de produção.

Essas idéias se consubstanciaram no que ficou conhecido como processo de modernização da agricultura brasileira, que veio nortear não apenas o próprio desenvolvimento da agricultura nacional, mas também a formulação da política agrícola, colocada em prática, no País, após meados da década de 60.

No que diz respeito, especificamente, ao desenvolvimento da agricultura brasileira, esse processo de modernização iniciou-se pela difusão do pacote tecnológico da chamada “revolução verde”, que consistiu, basicamente, na transferência de tecnologia agrícola desenvolvida nos Países centrais. Esse pacote tecnológico era orientado para a produção em grande escala e consistia, portanto, na difusão de práticas de cultivo intensivos no uso de máquinas e implementos agrícolas, bem como defensivos, fertilizantes e sementes de alta produtividade, difundidos por um processo de extensão rural eficiente e pela concessão de estímulos advindos da política agrícola adotada.

1.5. A crise fiscal do Estado brasileiro nos anos 80 e seu impacto na agricultura²

Foi visto, até aqui, que o modelo de desenvolvimento econômico adotado pelo País no pós-guerra exigia a contribuição efetiva do setor agrícola, e a percepção da interdependência existente entre agricultura e crescimento industrial, no final dos anos 50 e início da década de 60, tornou evidente a necessidade da intervenção do governo naquele setor, como forma de desenvolver o seu potencial de crescimento e tornar efetiva a sua contribuição. Nesse sentido, a transferência predatória de recursos da agricultura para a indústria, ocorrida durante os anos 50, cede lugar a uma política mais racional de inter-relacionamento dos dois setores produtivos. É exatamente a preocupação com a manutenção da sustentabilidade do processo de desenvolvimento econômico do País que leva os planejadores da economia brasileira a compreenderem a necessidade de não se exaurir o setor agrícola brasileiro e de entender, portanto, que seria de fundamental importância que a agricultura mantivesse preservado o seu potencial de crescimento.

Esse reconhecimento se traduz, portanto, na adoção de políticas de desenvolvimento, que ficaram consubstanciadas no processo de modernização do

² As informações desta seção baseiam-se em ARAÚJO e ALMEIDA (1996).

setor agrícola brasileiro. Nesse sentido, as medidas de política agrícola, adotadas neste período, estabeleceram mecanismos capazes de tornar efetivas as metas consignadas pelo modelo de desenvolvimento econômico concebido.

São instituídos, nesse sentido, a política de crédito rural subsidiado, a política de rendas e os programas especiais de incentivos. Há evidências de que essas iniciativas deram sustentação razoavelmente adequada ao crescimento da agricultura brasileira e de que estejam, portanto, correlacionadas, positivamente, com a intensificação do processo de modernização e de aumento da produção ocorrido nesse período.

Não obstante, elas trouxeram o agravamento de importantes distorções, relacionadas, principalmente, com o aumento da concentração funcional e regional de renda na agricultura e com o processo de alocação de recursos, dado o caráter de seletividade com que foram instituídas.

No entanto, pelo menos até meados da década de 70, esses instrumentos de política agrícola foram mantidos e constituíram importantes medidas de incentivo à agricultura brasileira. Entretanto, o agravamento da crise fiscal do Estado no decorrer da década de 80, a agudização do processo inflacionário e a interrupção do fluxo de poupanças externas tornaram evidente a impossibilidade de manutenção do modelo de desenvolvimento que vinha sendo adotado para a economia brasileira, em geral, e para o setor agrícola, em particular. A necessidade de implementação de medidas de saneamento das finanças públicas, a premência de formulação e adoção de um plano consistente de combate à inflação e o necessário controle das contas externas foram problemas que, no plano conjuntural, exigiam esforços concentrados da administração pública brasileira.

Com relação ao setor agrícola, fazia-se necessário estabelecer formas alternativas de financiamento e de administração do risco associado à atividade. O descontrole orçamentário da conta de custeio agrícola e a despendiosa e desnecessária intervenção governamental no mercado agrícola, por intermédio da política de garantia de preços mínimos, sinalizaram a necessidade da adoção de

um modelo de desenvolvimento agrícola diferente do que até então vinha sendo praticado.

Um conjunto de medidas foi então implementado, principalmente em meados da década de 80. Uma das mais importantes foi a extinção da chamada “conta-movimento”, que objetivava cobrir eventuais desequilíbrios entre captação monetária, uma das principais fontes de financiamento da agricultura nesta época, e desembolsos efetuados pelo Banco do Brasil e pelo Banco Central. A desativação da "conta-movimento" acabou por diminuir a oferta de crédito em decorrência da contração monetária, reduzindo, drasticamente, o volume de financiamento oficial à atividade agrícola. Fontes alternativas de financiamento agrícola foram buscadas por meio da instituição da Caderneta de Poupança Rural em 1986, que chegou a representar, em 1993, 43,7% do total de recursos aplicados na agricultura. Além disto, foram instituídos também, em 1988, os chamados Fundos Constitucionais de Financiamento, cujos recursos eram provenientes dos Impostos de Renda e do Imposto sobre Produtos Industrializados, para financiamento de pequenos produtores rurais das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Não obstante o esforço desenvolvido na obtenção de fontes alternativas de financiamento, observou-se, em 1995, uma redução no volume de financiamento oficial à atividade agrícola na ordem de 61,53%, em relação a 1987.

No tocante à administração de risco de preços, objetivo maior da Política de Garantia de Preços Mínimos, a diminuição do volume de recursos destinados a esta forçou a busca de fontes alternativas de transferência de riscos de preços. Os mercados futuros e de opções vêm sendo considerados instrumentos alternativos promissores de administração de riscos de preços da atividade agrícola e a sua utilização vem crescendo, acentuadamente, nos últimos anos.

A instituição da Cédula do Produtor Rural (CPR), que permite ao agricultor, por meio da emissão de um título de crédito, vender, antecipadamente, a produção agropecuária e receber o valor do produto no ato de sua formalização, mediante promessa de entrega do produto em local e data estipulada no título, foi

uma das principais inovações para estabelecer um instrumento alternativo de financiamento da atividade agrícola.

Espera-se, portanto, que as mudanças ocorridas nos modelos de desenvolvimento agrícola adotados pelo Brasil, a partir, principalmente, da segunda metade da década de 80, tenham resultado em importantes alterações no padrão de eficiência com que os recursos foram utilizados na atividade agrícola desse período e que tenha havido também impactos significativos no nível de produtividade total dos recursos utilizados na agricultura.

1.6. O problema e sua importância

O reconhecimento de que a agricultura desempenha papel estratégico no processo de desenvolvimento econômico e de que a relevância da sua contribuição depende, fundamentalmente, da taxa de crescimento da produtividade agrícola torna importante conhecer os padrões de eficiência com que os recursos foram utilizados, nas últimas décadas, nas várias regiões do País.

No período imediatamente posterior à Segunda Guerra Mundial, o crescimento da produção agrícola brasileira era devido, principalmente, à incorporação dos fatores tradicionais, terra e trabalho, ao processo de produção. Entretanto, dois fatores contribuíram para reorientar o padrão de desenvolvimento da agricultura no País, em direção à obtenção de níveis mais elevados de produtividade. O primeiro refere-se às sérias e recorrentes crises de abastecimento do mercado interno, principalmente no eixo Rio de Janeiro, Belo Horizonte e São Paulo, no decorrer das décadas de 50 e 60 (Smith, citado por ALVES, 1979). O segundo relaciona-se com a crescente escassez de terras férteis e de mão-de-obra, principalmente nos Estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, já no início da década de 60, o que, além de forçar a realocação espacial da produção, inicialmente para o norte do Paraná e, em seguida, para o Centro-Oeste do País, criou também a necessidade de acelerar a modernização da atividade agrícola, como forma de obter o necessário aumento de sua produção.

No que diz respeito especificamente à formulação da política agrícola governamental, esses problemas mostraram que, sem a mudança no tratamento dado ao setor agrícola, dificilmente poderia ter sido possível alcançar níveis sustentáveis de desenvolvimento econômico. As ações reclamadas para o setor deveriam traduzir em aumento de recursos destinados à pesquisa, ao provimento de melhores condições de educação, à saúde e à infra-estrutura (eletrificação rural, melhoria das condições de transporte, etc.), com vistas, portanto, na obtenção de resultados de longo prazo. Por outro lado, era preciso também desenvolver ações para melhorar os serviços de extensão rural e a política de preços mínimos, crédito rural, seguro agrícola e programas especiais, na obtenção de resultados mais imediatos. Era necessário, principalmente, estancar a intensidade com que os recursos estavam sendo transferidos da agricultura para o desenvolvimento industrial, por meio da sobrevalorização cambial, do contingenciamento de exportações pela fixação de cotas, embargos e licenciamento prévio, da fixação de preços-teto, e da recorrência à importações no enfrentamento das crises temporárias de abastecimento (LOPES e SCHUH, 1979), sem que houvesse comprometimento do setor em continuar contribuindo, de forma adequada, para o crescimento industrial.

Apesar da dificuldade de se detectar se os aumentos da produtividade agrícola foram devidos a fatores endógenos ou à política agrícola colocada em prática pelo governo, o certo é que os índices parciais de produtividade, em nível nacional (Quadro 1), começaram a mostrar evidências de melhoria de produtividade já na década de 70, apesar de proporção significativa dos ganhos ser devida à fertilidade natural das novas terras incorporadas ao processo de produção agrícola e à realocação dos diversos cultivos em resposta às mudanças de rentabilidade proporcionada pelas condições favoráveis do mercado internacional.

Quadro 1 - Rendimentos (kg/ha) de 12 produtos selecionados - Brasil

Produtos	Períodos				
	1966-70	1970-72	1975-79	1979-81	1985-87
Arroz	1.370	1.508	1.426	1.438	1.844
Feijão	684	665	500	468	428
Mandioca	14.429	14.560	12.116	11.776	12.305
Batata	6.941	7.609	9.755	10.797	12.328
Cebola	5.384	5.520	8.188	10.314	10.832
Tomate	17.469	17.576	25.033	28.759	35.789
Milho	1.358	1.397	1.472	1.685	1.834
Amendoim	1.236	1.313	1.419	1.534	1.756
Soja	1.062	1.304	1.527	1.583	1.701
Café	860	1.077	1.125	1.187	1.320
Cana	45.783	46.661	51.544	55.639	62.764
Trigo	889	746	778	883	1.489

Fonte: SUPLAN/MA e IBGE.

Embora tenham ocorrido ganhos substanciais de rendimentos, por hectare, na maioria das culturas (com exceção dos cultivos de feijão e mandioca), podem-se destacar duas questões que ajudaram a caracterizar o processo de desenvolvimento da agricultura no Brasil, a partir do início da década de 60. A primeira é que, quando comparada com os padrões internacionais, a agricultura brasileira ainda apresenta baixo desempenho em relação a alguns produtos. Mesmo considerando que a heterogeneidade da agricultura brasileira, em termos de fertilidade do solo, de condições climáticas e de infra-estrutura física, faça das médias nacionais uma base razoavelmente fraca para se estabelecerem comparações como indicadores de tendência geral, ALBUQUERQUE e NICOL (1987) mostraram que o Brasil possui alta produtividade, de acordo com padrões internacionais, apenas na produção de mandioca e do amendoim. Na produção de algodão, cana-de-açúcar, feijão, soja e café, o País encontra-se compatível com a

média internacional, enquanto na produção de milho está abaixo da média e, na produção de batata, arroz, carne, cebola, tomate e trigo, bastante abaixo da média. A segunda é que, sejam quais forem os fatores que levaram à mudança no padrão de desenvolvimento agrícola no Brasil, não se gerou um progresso tecnológico uniforme, nem em nível de produtos, nem em termos de abrangência geográfica. Disto resultaram, portanto, significativas diferenças de produtividade, tanto em termos regionais como em relação aos diversos cultivos.

Tendo em vista que o progresso tecnológico é um dos fatores determinantes da taxa de crescimento do volume de produção agrícola, torna-se relevante, portanto, entender a natureza e as causas desse processo. Diversas contribuições têm sido dadas nesse sentido, como os trabalhos de BARROS et al. (1976), PASTORE et al. (1976), PATRICK (1975), GOMES et al. (1980), BARROSO et al. (1970), ARAÚJO (1981), dentre outros, a exemplo de análises desenvolvidas com o objetivo de: a) ou identificar as condições que determinam a produtividade dos fatores empregados, bem como a sua contribuição para o desenvolvimento econômico; b) ou mensurar a produtividade e verificar com que eficiência os fatores têm sido empregados na atividade agrícola no Brasil.

Apesar da significativa contribuição dada por esses estudos ao conhecimento da natureza da produção agrícola no Brasil, algumas questões ainda não foram devidamente explicadas. Análises baseadas no cálculo de produtividades parciais dos fatores são de alcance limitado como estudos de eficiência, uma vez que as medidas de produtividade parciais podem sinalizar direção diferente daquela que seria obtida quando se usam indicadores de produtividade total (ALVES, 1979).

Um índice de produtividade parcial é expresso pela relação entre o uso de um insumo específico e a produção obtida, enquanto a relação entre a produção e o total de insumos utilizados expressa a produtividade total dos fatores (PTF). Acréscimos no índice de produtividade total de fatores indicam que menos recursos são utilizados na geração de uma unidade do produto, sendo, portanto, uma medida mais apropriada quando se tem o objetivo de estabelecer

comparações temporais ou espaciais entre processos de produção, quanto ao seu grau de eficiência.

Nos trabalhos de GASQUES e CONCEIÇÃO (1997), AVILA e EVENSON (1998) e BONELLI e FONSECA (1998) são despendidos esforços para estimar índices de produtividade total dos recursos usados na agricultura brasileira e para eliminar, portanto, a inconveniência de análise baseada em índices parciais de produtividade.

Espera-se que este estudo possa contribuir para o entendimento do processo de modernização da agricultura no Brasil, a partir da análise do padrão de comportamento da produtividade agrícola e da eficiência técnica com que foram utilizados os recursos produtivos, em resposta a mudanças em fatores que condicionaram o desenvolvimento agrícola no País, nas décadas de 70, 80 e 90, e que estejam refletidos no comportamento da produção e da utilização de insumos nos anos censitários desse período.

Baseado na geração de índices de produtividade total dos fatores (PTF) e na análise da eficiência técnica, este estudo pretende contribuir para o esclarecimento das seguintes questões: A mudança de orientação da política agrícola, a partir da segunda metade da década de 60, afetou, de forma temporalmente uniforme, a produtividade dos recursos usados na agricultura? Em quais regiões e em que períodos a reorientação da política agrícola teve maior impacto nos níveis de produtividade de recursos? Quais Estados tiveram melhor desempenho nos aumentos de eficiência técnica, a partir da década de 70? A reorientação do modelo de desenvolvimento agrícola a partir da segunda metade da década de 80, com a redução da abrangência da política de garantia de preços mínimos, controle orçamentário do custeio agrícola, sujeição à maior competição de vários produtos agrícolas em razão da maior abertura comercial, teve, em seu conjunto, impactos uniformes nos níveis de produtividade de todas regiões? Como se comportou a produtividade física total, entre os diferentes tamanhos de propriedades, no período em análise?

Admite-se, como pressuposição geral, que as mudanças ocorridas nas últimas décadas em infra-estrutura e em aspectos institucionais da economia brasileira, como um todo, e no setor agrícola, em particular, tenham afetado, de forma desigual, o progresso técnico experimentado pela agricultura no Brasil, resultando, como decorrência, em diferenças significativas de desempenho da produtividade dos fatores utilizados no setor, tanto em termos intertemporal quanto interespacial.

Formularam-se as seguintes hipóteses sobre o comportamento da agricultura brasileira nas últimas décadas: primeira, aquelas regiões que tiveram suas fronteiras esgotadas mais rapidamente e que, por isso, adotaram práticas modernas de cultivo agrícola mais cedo alcançaram níveis de produtividade comparativamente mais elevados. Segunda, a produtividade da agricultura cresce com o aumento da área das propriedades, em decorrência da existência de economias de escala, contudo, a partir de determinado tamanho, deverão acontecer manifestações de queda de produtividade em decorrência do surgimento das deseconomias de escala. Terceira, o crescente uso de insumos modernos contribuiu para aumentar a eficiência técnica da agricultura brasileira, durante o período analisado.

1.7. Objetivos

O objetivo geral deste estudo é analisar o comportamento da produtividade agrícola no Brasil, nos anos censitários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/96, nas regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul, de tal forma que comparações intertemporal e interespacial, em termos de produtividade e de eficiência técnica entre essas regiões e entre estratos de áreas, possam ser estabelecidas.

Especificamente, pretende-se:

- a) Calcular índices de produtividade agregada nas regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul do Brasil, nos anos censitários de 1970, 1975,

1980 1985 e 1995/96, verificando a existência de mudança intertemporal e interespacial de produtividade e de eficiência técnica, nos períodos e nas regiões relacionados;

- b) Verificar se a variação do tamanho das propriedades pode resultar em diferenças significativas de produtividade agrícola;
- c) Determinar, mediante estimação de fronteira estocástica de produção, a elasticidade da produção em relação aos insumos utilizados e a natureza dos retornos à escala; e
- d) Analisar a natureza e o padrão de eficiência técnica na utilização de insumos na agricultura brasileira.

2. METODOLOGIA

2.1. Considerações iniciais

O conceito de produtividade total de fatores (PTF), definida pela razão entre um índice de produção agregada e um índice de insumos agregados, tem sido amplamente aceito como indicador mais adequado para avaliação de desempenho associada a ganhos de eficiência (CAVES et al., 1982). Dentre a classe de medidas multifator, a PTF é um indicador mais apropriado, por permitir captar as mudanças de eficiência que decorrem de variações na utilização de todos os insumos, em resposta a variações na estrutura de preços relativos, e que afetam, de forma diferenciada, as suas produtividades parciais. Portanto, um índice de produtividade física total é qualitativamente superior aos índices de produtividade parcial dos insumos, quando há interesse nas análises de desempenho relativas a determinada firma ou setor, em termos de eficiência produtiva.

2.2. Modelo teórico

Os termos produtividade e eficiência têm sido usados, com frequência, como alternativas para expressar a relação entre uso de insumos e volume de produção. Entretanto, esse procedimento não é inteiramente correto, uma vez que, somente sob determinadas pressuposições, esses termos possuem o mesmo significado. A Figura 1 pode ser utilizada para ilustrar, convenientemente, a diferença entre produtividade e eficiência. A inclinação das linhas OF_i , $i = 1, \dots, 4$, representa níveis diferentes de produtividade existente em cada um dos pontos de operação considerados. As funções $q_1 = g_1(x)$ e $q_2 = g_2(x)$ representam fronteiras de produção e refletem, portanto, o estado da tecnologia existente em determinado setor nos períodos 1 e 2, respectivamente, em que x representa insumo, e q_1 e q_2 , produto físico total.

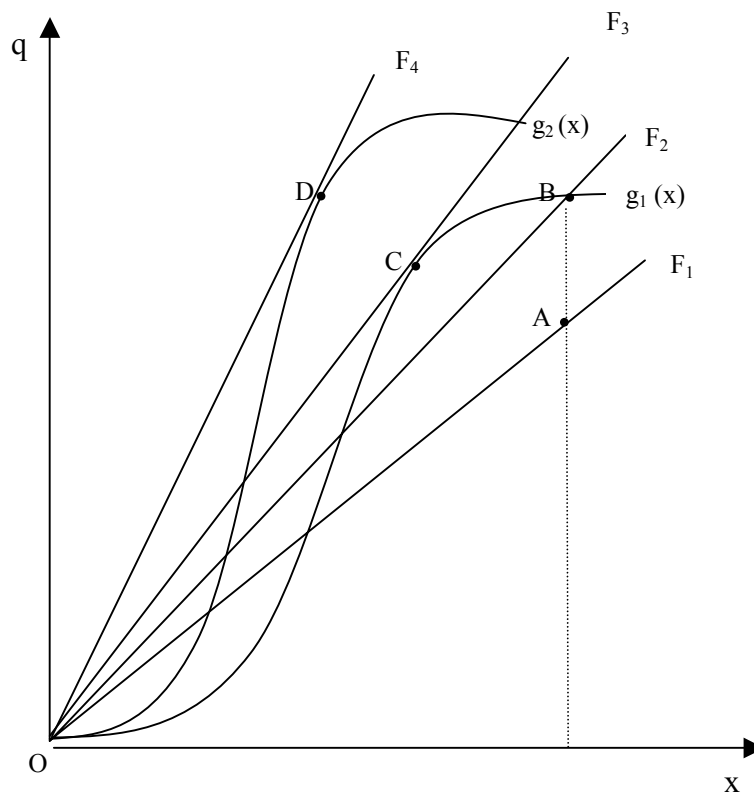


Figura 1 - Representação gráfica dos conceitos de produtividade, eficiência técnica, economia de escala e mudança técnica.

A firma será considerada eficiente se operar, na fronteira de produção, em pontos tais como C e B, quando a tecnologia for representada por $q_1 = g_1(x)$, ou D, quando a tecnologia existente for $q_2 = g_2(x)$. Portanto, qualquer ponto de operação situado abaixo da linha de fronteira, representativa da tecnologia disponível, tal como o ponto A, refletirá uma situação de ineficiência técnica.

Portanto, é evidente que, apesar de ambos representarem pontos de operação eficiente, do ponto de vista técnico, o deslocamento de B até C mostra um aumento de produtividade associado à mudança dentro de determinada escala de operação.

A mudança de produtividade pode estar associada, portanto, não apenas à mudança na eficiência técnica com que os fatores são utilizados, mas também à variação no uso de insumos dentro de uma escala de operação e a mudanças da tecnologia de produção existente, ou seja, à variação da natureza do processo de produção.

Essas três fontes de mudança de produtividade podem ser convenientemente ilustradas pela utilização de funções de produção $q_1 = g_1(x)$ e $q_2 = g_2(x)$. A variação da produção de A até B é resultante da melhoria da eficiência técnica com que são usados os recursos dentro de um mesmo período, representado pela função de produção $q_1 = g_1(x)$. A mudança de B a C representa a mudança dentro de uma escala de produção, enquanto a variação de C a D, na função $q_2 = g_2(x)$, é devida ao deslocamento da função produto total, que decorre da adoção de novo processo de produção no período 2, em relação ao que prevalecia no período 1. Dessa forma, cada um desses fatores explica parte da variação da produtividade total no tempo, e sua mensuração deve ser baseada na utilização de uma função representativa da tecnologia de produção existente, que expresse, de forma adequada, a relação entre o uso de insumos e o nível de produção obtido.

O índice de produtividade total dos fatores (PTF) é representado pela razão entre a proporção da produção, nos períodos 1 e 2, e a proporção entre a utilização de insumos usados também nos períodos 1 e 2, de forma que

$$PTF_{2/1} = \frac{q_1 / q_2}{x_1 / x_2}. \quad (1)$$

Se a firma fosse sempre tecnicamente eficiente, então os níveis de produção observados seriam os mesmos nos dois períodos considerados, condicionados apenas pelas funções de produção prevalecente em cada um deles. No entanto, o nível de eficiência nem sempre deve ser o mesmo entre os períodos 2 e 1, e a produção de um deles pode ser uma proporção λ do outro, conforme representado na expressão (2):

$$q_1 = \lambda_1 g_1(x_1), \text{ em que } 0 \leq \lambda \leq 1. \quad (2)$$

O valor de λ , menor do que a unidade, implica que a firma foi menos eficiente naquele período.

Substituindo a expressão (2) na equação (1), obtém-se

$$PTF_{2/1} = \frac{\lambda_1 * g_1(x_1)/x_1}{\lambda_2 * g_2(x_2)/x_2}. \quad (3)$$

Se o nível de insumo usado nos dois períodos fosse o mesmo, de tal forma que $x_1 = x_2 = x^*$, então a equação (3) poderia ser usada para decompor o índice de produtividade:

$$PTF_{2/1} = \frac{\lambda_1 * g_1(x^*)}{\lambda_2 * g_2(x^*)}. \quad (4)$$

O primeiro termo λ_1/λ_2 , na equação (4), mede a mudança de produtividade devida à variação de eficiência técnica, e o segundo termo, $g_1(x^*)/g_2(x^*)$, mede a variação de produtividade devida à mudança técnica, admitindo que a utilização de insumos tenha permanecido constante em x^* . Se a firma fosse eficiente em ambos os períodos, então o termo λ_1/λ_2 seria igual à

unidade e a variação de produtividade deveria ser atribuída, exclusivamente, à variação na técnica de produção utilizada nos dois períodos.

Se o nível de utilização de insumos permanecer constante, então os efeitos decorrentes da escala de produção não se manifestarão sobre o índice de produtividade, na expressão anterior. Nesse caso, os efeitos devidos à escala podem ser convenientemente isolados, permitindo-se a variação no uso de insumos de um período em relação ao outro. Considerando-se que o nível de utilização de um insumo, no período 2, seja dado por uma proporção κ do que foi utilizado no período 1, segundo a expressão $x_2 = x_1/\kappa$, e se κ não for igual à unidade, o uso de insumos não deverá ter permanecido constante em um período relativo ao outro. Se for admitida, em adição, que a função de produção seja homogênea de grau $\varepsilon(t)$, em x_2 , no período 2, então a equação (4) poderá ser rescrita como

$$PTF_{2/1} = \frac{\lambda_1 * g_1(\kappa x_2) / \kappa x_2}{\lambda_2 * g_1(x_2) / x_2} \quad (5)$$

e

$$PTF_{2/1} = \frac{\lambda_1 * \kappa^{\varepsilon(t)-1} * g_1(x_2)}{\lambda_2 * g_2(x_2)} \quad (6)$$

A equação (6) permite a decomposição do índice de produtividade total em cada uma das partes que teoricamente o compõem. O primeiro termo refere-se à mudança de eficiência técnica; o segundo mostra o efeito da mudança em determinada escala de operações; e o último termo está relacionado com a mudança técnica. A plausibilidade da pressuposição de retornos constantes à escala implica que o efeito da escala de produção tornar-se-ia unitário e não teria, portanto, qualquer efeito sobre a estimativa do índice de produtividade. Caso contrário, torna-se necessário conhecer a magnitude de $\varepsilon(t)$, para sua separação no cálculo do índice de produtividade total.

Esse estudo será desenvolvido em duas partes distintas. Na primeira, utilizar-se-ão índices de Tornqvist-Theil, cuja construção envolve a contabilização e a agregação de insumos e produto, de forma adequada à construção de índices de insumo e produto, os quais serão usados no cálculo do índice de Produtividade Total de Fatores (PTF). Esse procedimento permitirá a análise do comportamento temporal e interespacial da produtividade agregada dos fatores empregados na agricultura brasileira. O uso desse método permitirá ainda estabelecer comparações do desempenho dos fatores de produção utilizados na agricultura, considerando também o tamanho das propriedades. Deve-se ressaltar que a construção dos índices de produtividade permite tão-somente a mensuração das diferenças temporais e interespaciais dos níveis de produtividade dos fatores, portanto, a explicação das suas causas e natureza não é passível de ser feita por este método.

Ademais, a discussão acima mostra que conclusões sobre mudança de eficiência produtiva com base em estimativas de índices de produtividade total devem ser tiradas com extrema cautela, tendo em vista que, quando esta abordagem é aplicada com disponibilidade de apenas duas observações, uma para cada um dos períodos, não é possível estabelecer, de forma separada, a influência das três determinantes de variação da PTF. Nesse caso, os estudos empíricos sobre mudança técnica que utilizam estimativas de índices de PTF pressupõem que inexistem ineficiências técnicas em ambos os períodos e que os retornos são constantes à escala. Caso essas pressuposições não sejam plausíveis, torna-se necessário estimar funções de produção representativa do estado da técnica prevalecente em cada um dos períodos.

Na segunda parte, utiliza-se estimação econométrica de uma função estocástica de fronteira de produção. Essa abordagem tem sido utilizada quando o interesse está voltado para a análise do padrão e dos determinantes da eficiência com que os recursos produtivos são usados em determinado processo produtivo. Uma função estocástica de fronteira de produção envolve a pressuposição de que a equação representativa da tecnologia de produção estejam associados um termo

de erro relacionado com fatores estocásticos e outra perturbação que se associa à ineficiência técnica. O isolamento da parcela de erro atribuída à ineficiência técnica permite, portanto, mensurar o nível de eficiência técnica do processo de produção eventualmente utilizado por determinada firma.

2.3. O índice de Tornqvist-Theil e a mensuração de produtividade

Um número-índice pode ser definido como um número real capaz de medir mudanças em um conjunto de variáveis, em relação a alguma referência básica, e pode, conceitualmente, ser utilizado em comparações entre períodos ou espaços diferentes. Representando preço e quantidade por p_{ij} e q_{ij} , respectivamente, do $i^{\text{ésimo}}$ produto, com $i = 1, 2, 3, \dots, n$, no $j^{\text{ésimo}}$ período com $j =$ “s” e “t” e V_{st} como valores do produto, então, a mudança do valor da cesta de produtos do período “t”, em relação ao período “s”, é dada pela razão do valor da cesta de produtos nos períodos “s” e “t”, avaliado por seus respectivos preços:

$$V_{st} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{is} q_{is}} \quad (7)$$

O índice V_{st} mede a variação no valor da cesta dos “n” produtos do período “s”, em relação ao período “t”, portanto, a variação que pode ocorrer em V_{st} poderá estar associada tanto a “p” quanto a “q”, e a sua decomposição, quando mais de um produto está sendo considerado, é uma questão que requer alguma elaboração. Ademais, nesse caso, o cálculo do índice é passível de dois problemas potenciais. O primeiro relaciona-se com a possibilidade de o índice deixar-se influenciar pela unidade de medida que está sendo usada, o que pode ser convenientemente resolvido pelo emprego de valores relativos; o segundo é que o índice não leva em consideração a importância relativa dos vários bens em análise. Nesse caso, o problema pode ser contornado pela utilização de fator de ponderação adequado.

A escolha do método de construção do índice de agregação está diretamente relacionada com as pressuposições subjacentes a determinada tecnologia de produção. Nesse sentido, o índice de Laspeyres é uma aproximação correta de funções de produção lineares ou de funções de produção do tipo Leontief, enquanto o índice geométrico é correto para a função de produção do tipo Cobb-Douglas; similarmente, o índice de Tornqvist-Theil é igualmente correto para a função de produção translog homogênea (ANTLE e CAPALBO, 1988; BATALGI e GRIFFIN, 1988). Da mesma forma que são impostas restrições ao grau de substitutibilidade entre fatores e às funções de produção, as aproximações que utilizam índices agregados também incorrem nessas mesmas restrições.

O índice de Tornqvist-Theil tem sido o mais utilizado em estudos que visam analisar o comportamento da produtividade total de fatores, exatamente por ser uma aproximação correta da função translog e possuir, portanto, todas as propriedades econômico-teóricas das formas funcionais flexíveis. Nas formas funcionais flexíveis com homogeneidade linear, as restrições da substitutibilidade entre fatores são relaxadas; portanto, a aproximação pelo índice de Tornqvist-Theil possui a mesma propriedade. Os índices com essa característica foram denominados, por DIEWERT (1978), de *índices superlativos*.

O índice superlativo de quantidade, de Tornqvist-Theil, é dado pela média geométrica ponderada das quantidades relativas, cuja ponderação é dada pela média aritmética do valor das parcelas de despesas com o $i^{\text{ésimo}}$ insumo no total de pagamentos, e é expresso na forma logarítmica, pela seguinte equação:

$$\ln QI = \ln[f(X^1) / f(X^0)] = 0,5 \sum_i (S_i^1 + S_i^0) \ln (X_i^1 / X_i^0), \quad (8)$$

em que S_i^j representa a quota do $i^{\text{ésimo}}$ insumo no total dos pagamentos, no período j ; X_i^j representa a quantidade utilizada de insumo no período j ; Q representa a quantidade produzida, em que I denota índice. A forma funcional, para que a equação (8) seja considerada correta, é a função translog homogênea

linear. Da mesma forma, o índice superlativo de preço, em que P representa preço do produto e I denota índice e W preço do insumo, como na expressão a seguir, é correto como aproximação da função translog de custo:

$$\ln P_I = \ln[C(W^1)/C(W^0)] = 0,5 \sum_i (S_i^1 + S_i^0) \ln (W_i^1/W_i^0). \quad (9)$$

O índice de Tornqvist-Theil é usado na obtenção de um índice de Produtividade Total de Fatores, por ser uma aproximação discreta do índice de Divisia, que é contínuo (HULTEN, 1976; DIEWERT, 1976). Os índices de Divisia, para produto agregado (Q) e insumo agregado (X), são definidos pela taxa proporcional de crescimento e podem ser representados, respectivamente, por

$$\mathcal{Q} = \sum_j \left(p_j Q_j / \sum_i p_i Q_i \right) \mathcal{Q}_i, \quad (10)$$

$$\mathcal{X} = \sum_j \left(w_j X_j / \sum_i w_i X_i \right) \mathcal{X}_i, \quad (11)$$

em que o ponto acima da variável representa a sua taxa de variação no tempo.

O índice de quantidade, dado pela equação (8), pode ser usado como aproximação para as equações (10) e (11), como

$$\ln (Q_t/Q_{t-1}) = 0,5 \sum_j (S_{jt} + S_{jt-1}) \ln (Q_{jt}/Q_{jt-1}), \quad (10')$$

$$\ln (X_t/X_{t-1}) = 0,5 \sum_i (S_{it} + S_{it-1}) \ln (X_{it}/X_{it-1}). \quad (11')$$

Uma vez que a Produtividade Física Total é definida pela relação entre Q e X, então a taxa de crescimento da produtividade é dada por

$$PFT = \mathcal{Q} - \mathcal{X}. \quad (12)$$

Usando as equações (10') e (11'), a equação (12) pode ser rescrita como

$$\ln (PTF_t/PTF_{t-1}) = \ln (Q_t/Q_{t-1}) - \ln (X_t/X_{t-1}). \quad (12')$$

Escolhendo um ano-base e atribuindo-lhe o índice 100, a equação (12') pode ser usada na construção de um índice de Produtividade Física Total. O uso desse índice, como aproximação para o progresso tecnológico, requer que os produtores ajam competitivamente; que a tecnologia de produção seja separável; que a mudança tecnológica seja neutra, no sentido de Hicks; e que a tecnologia de produção seja homogênea linear.

Pressupondo que uma função de produção agregada seja dada sob a forma $Q = F(X, t)$, em que Q e X representam produto e insumos, respectivamente, e t representa uma variável associada à mudança tecnológica, e supondo, ainda, que essa mudança tecnológica seja representada por uma variação na superfície de produção, então $\partial \ln F(X, t) / \partial t$ é expressa, como o primal da taxa de mudança tecnológica (ANTLE e CAPALBO, 1988), pela seguinte expressão:

$$\partial \ln F / \partial t = d \ln Q / dt - (1/F) \sum_{i=1}^n F_i dX_i / dt, \quad (13)$$

em que F_i denota o produto marginal de X_i . Se o setor estivesse em equilíbrio competitivo, tal que o preço fosse igualado ao custo marginal e o preço pago aos fatores de produção correspondesse ao valor de seu produto marginal, então a equação (13) poderia ser escrita como

$$\partial \ln F / \partial t = d \ln Q / dt - (\partial \ln C / \partial \ln Q)^{-1} \sum_{i=1}^n S_i d \ln X_i / dt, \quad (14)$$

em que $S_i = W_i X_i / \sum W_i X_i$ representa a parcela de custo do fator i , e o termo $(\partial \ln C / \partial \ln Q)^{-1}$ pode ser usado para classificar os retornos à escala (ANTLE e CAPALBO, 1988). Portanto, de acordo com a equação (14), o primal da taxa de mudança tecnológica pode ser expresso como a taxa de variação no produto menos um índice de ajustamento de escala da taxa de variação nos insumos.

Introduzindo os índices de Divisia, conforme descrito nas equações (10) e (11), na equação (14), tem-se que

$$\frac{\partial \ln F}{\partial t} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} - (\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q})^{-1} \frac{\partial \ln Q}{\partial t} \quad (15)$$

A equação (15) mostra a taxa proporcional de crescimento de produto que não é explicada pelo crescimento dos insumos. Se a função de produção fosse caracterizada por separabilidade de produto e insumo e ainda pela neutralidade de mudança tecnológica, de Hicks, então ela poderia ser expressa por $Q(t) = A(t) \cdot F(X)$, e se os retornos à escala fossem mantidos constantes, de tal forma que $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = 1$, então a equação (15) tornar-se-ia:

$$\frac{\partial \ln F}{\partial t} = \frac{\partial \ln A}{\partial t} \quad (16)$$

Isto confirma, portanto, que a equação (12') mede a mudança na função de produção devido ao progresso técnico; pressupondo que os retornos fossem constantes à escala, prevaleceria a mudança técnica de Hicks-neutra; haveria separabilidade insumo e produto e manter-se-ia o comportamento competitivo.

2.4. Mensuração intertemporal e interespacial da PTF

A mensuração das diferenças intertemporal e interespacial de produtividade é baseada na metodologia desenvolvida por DENNY e FUSS (1983). A aplicação empírica do método pode ser vista em HAZILLA e KOPP (1988). Basicamente, ao se admitir que a produção seja obtida pela utilização da mais eficiente técnica de produção disponível, pressupõe-se, em adição, que a variação intertemporal de produtividade possa, portanto, ser atribuída à mudança tecnológica. A diferença interespacial, por sua vez, pode ser atribuída à função de produção que prevalece em cada região, ou seja, à diferença de eficiência técnica com que a produção é obtida.

Considerando que dois conjuntos de observações diferentes de insumos utilizados possam ser representados pelos vetores X^f e X^s e admitindo que a função de produção, representada por $Q = f(X_1, \dots, X_n)$, possa ser aproximada

por uma expansão em série de Taylor, em segunda ordem em torno de X^r , tem-se que

$$Q = Q^r + \sum_i f_i^r (X_i - X_i^r) + \frac{1}{2} \sum \sum f_{ij}^r [X_i - X_i^r] [X_j - X_j^r] + R_3^r, \quad (17)$$

em que R_3^r representa o termo de resto que mede o erro de aproximação em terceira ordem. Substituindo o termo X_i por X_i^s , na equação (17), pode-se obter uma aproximação de Q^s . De forma similar, uma aproximação de Q^r pode ser obtida pela expansão inicial da função de produção em torno de X^s . A diferença entre as duas aproximações representadas em (18), com a apropriada interpretação, representa a equação que mede a variação em Q , de “r” até “s”:

$$Q^s - Q^r = \sum_i \frac{1}{2} (f_i^r + f_i^s) [X_i^s - X_i^r] + \sum_i \sum_j \frac{1}{4} (f_{ij}^s - f_{ij}^r) [X_i^s - X_i^r] [X_j^s - X_j^r] + \frac{1}{2} [R_3^r - R_3^s] \quad (18)$$

Se for admitida uma expansão em série, de Taylor, em primeira ordem da função de produção $Q = f(X_1, \dots, X_n)$, em torno de X^s e X^r , torna-se possível ilustrar, geometricamente, a idéia subjacente à derivação do índice superlativo, de DIEWERT (1976).

Supondo que dois conjuntos de dados, X^r e X^s , sejam observados e que a eles correspondam valores de Q^r e Q^s , representados pelos pontos A e B na Figura 2, admite-se que o verdadeiro formato da função $Q = f(X_n)$ seja desconhecido e que, portanto, a diferença entre Q^r e Q^s seja também desconhecida. Tomando uma expansão linear de $Q = f(X_n)$ em torno do ponto A e avaliada em X^s , pode-se encontrar uma aproximação de Q^s . Este ponto é representado por C e corresponde ao valor Q^{*s} . Visto que $Q^s = Q^{*s} + R_2^r$, a aproximação pode então ser representada por

$$Q^{*s} = Q^s - R_2^r = Q^r + \sum f_i^r \cdot [X_i^s - X_i^r]. \quad (19)$$

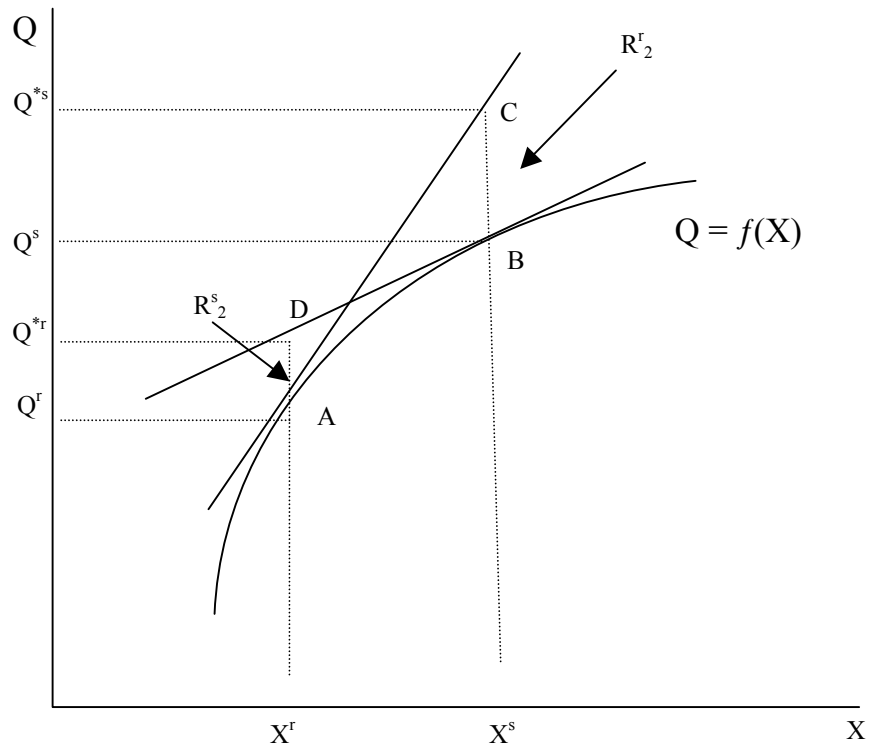


Figura 2 - Ilustração geométrica da derivação do índice de produtividade.

De forma idêntica, uma expansão linear de $Q = f(X_n)$, em torno do ponto B avaliada em X^r , permite encontrar uma aproximação de Q^r , que é representado pelo ponto D, que corresponde ao valor Q^{*r} . De forma análoga, essa aproximação pode ser representada por

$$Q^{*r} = Q^r - R_2^s = Q^s + \sum f_i^s \cdot [X_i^r - X_i^s]. \quad (20)$$

A diferença entre Q^r e Q^s pode então ser feita pela aproximação entre Q^{*r} e Q^{*s} ; portanto,

$$Q^{*s} - Q^{*r} = Q^r - Q^s + \sum f_i^r (X_i^s - X_i^r) - \sum f_i^s (X_i^s - X_i^r) \quad (21)$$

e

$$(Q^s - R^r) - (Q^r - R^s) = Q^r - Q^s + \sum (f_i^r + f_i^s) (X_i^s - X_i^r). \quad (22)$$

Então,

$$Q^s - Q^r = \frac{1}{2} \sum_i (f_i^r + f_i^s) (X_i^s - X_i^r) + \frac{1}{2} [R_i^r - R_i^s]. \quad (23)$$

Se $f(X)$ fosse uma função linear ou quadrática, mas com $f_{ij}^r = f_{ij}^s$, na equação (18), e pressupondo ainda que o erro de aproximação fosse igual a zero, a equação (23) seria simplificada para

$$Q^s - Q^r = \frac{1}{2} \sum_i (f_i^r + f_i^s) (X_i^s - X_i^r). \quad (24)$$

A equação (24) corresponde ao que Diewert denominou de “quadratic lemma”, que estabelece que, se a função fosse quadrática, a diferença no nível de produto seria função das primeiras derivadas e da diferença nos níveis de utilização de insumos (DIEWERT, 1976).

A diferença intertemporal, $Q^s - Q^r$, de produção pode ser calculada pela utilização de índices de quantidade de produto e insumos. Expressando Q e X em logaritmos e fazendo S_i^r representar a parcela de custo atribuída ao fator de produção X_i^r , segue-se então que, em equilíbrio competitivo, $f_i^r = S_i^r$, de tal forma que

$$\ln Q^s - \ln Q^r = \frac{1}{2} \sum_i (S_i^r + S_i^s) (\ln X_i^s - \ln X_i^r), \quad (25)$$

que é expressa apenas pelos preços e pelas quantidades. Essa expressão representa o índice de Tornqvist-Theil, como aproximação ao índice de Divisia discutido anteriormente.

A análise simultânea da diferença intertemporal e interespacial de produtividade pode ser desenvolvida pela introdução, na função de produção, de um vetor de variáveis “T” regionais, que representem um indicador de diferença

de produtividade inter-regional, e de um vetor de variáveis “D”, que indiquem mudança tecnológica, tal que $\ln Q = f(\ln X_1, \dots, \ln X_n, T, D)$.

A versão logarítmica da equação (25) pode ser expressa, então, por

$$\Delta \ln Q = \frac{1}{2} [f_i^r + f_j^s] [\ln X_i^s - \ln X_i^r] + \rho_{sr} + \tau_{sr}, \quad (26)$$

em que $\rho_{sr} = \frac{1}{2} (f_D^r + f_D^s) (D^s - D^r)$ representa o efeito da variação interespacial; $\tau_{sr} = \frac{1}{2} (f_T^r + f_T^s) (T^s - T^r)$ representa o efeito da variação intertemporal; e f_i , f_D e f_T representam as derivadas parciais, $\partial f / \partial \ln X_i$, $\partial f / \partial \ln D$, $\partial f / \partial \ln T$, respectivamente. A equação (26) é a expressão geral de segunda ordem, que pode ser usada para mensuração da mudança de produtividade. Diferenças nos níveis de produto podem, portanto, ser atribuídas à diferenças nos níveis de utilização de insumos, à diferença interespacial de eficiência técnica e a efeitos de variação intertemporal de produtividade que ocorre devido à mudança tecnológica.

De forma análoga, se admitisse que a produção estivesse sujeita a retornos constantes à escala e que prevalecesse a competição no mercado, então $f_i = S_i$, a equação (26) poderia ser expressa como

$$\Delta \ln Q = \frac{1}{2} [S_i^r + S_j^s] [\ln X_i^s - \ln X_i^r] + \rho_{sr} + \tau_{sr}. \quad (27)$$

Se se considerar τ_{sr} em uma mesma região, de tal forma que $D^s = D^r$, chegar-se-ia a um índice, de Tornqvist-Theil, de diferença intertemporal de produtividade. Da mesma forma, se ρ_{sr} estivesse em um mesmo período, obter-se-ia um índice, de Tornqvist-Theil, de diferença interespacial de produtividade. As diferenças interespacial e intertemporal de produtividade podem ser computadas na equação (27), usando-se informações acerca de preços e quantidades de insumos e produção, não requerendo, portanto, estimação econométrica.

DENNY e FUSS (1983) demonstraram que, se os parâmetros f_{ij}^r na equação (26), que representam os parâmetros de segunda ordem da expansão da série de Taylor, variassem entre regiões e entre períodos, os parâmetros que

medem a diferença intertemporal e interespacial de produtividade ρ_{sr} , τ_{sr} , na abordagem estrutural, iriam diferir daqueles estimados pelos índices de Tornqvist-Theil. O viés que resulta da utilização do índice de Tornqvist-Theil, em vez da aproximação de segunda ordem para determinada região, é dado por

$$B_{\tau} = \frac{1}{4} \left[\sum_i \sum_j (f_{ij}^r - f_{ij}^s) (\ln X_i^s - \ln X_i^r) (\ln X_j^s - \ln X_j^r) \right], \quad (28)$$

em que “s” e “r” representam dois períodos distintos de tempo, e o viés interespacial é dado por

$$B_{\rho} = \frac{1}{4} \left[\sum_i \sum_j (f_{ij}^r - f_{ij}^s) (\ln X_i^s - \ln X_i^r) (\ln X_j^s - \ln X_j^r) \right], \quad (29)$$

em que “s” e “r” denotam agora duas diferentes regiões.

A necessidade de se examinar a magnitude do efeito decorrente do uso do índice de Tornqvist-Theil, em relação ao uso da aproximação em segunda ordem, requer, portanto, a especificação de um modelo econométrico que permita estimar as segundas derivadas das variáveis relacionadas com espaço e tempo.

2.5. A função estocástica da fronteira de produção

A idéia subjacente à construção de uma função de fronteira de produção está relacionada com o conceito de eficiência econômica, proposto por FARRELL (1957). Segundo esse conceito, uma medida de eficiência é formada por dois componentes distintos. O primeiro é relativo à capacidade da firma em obter a máxima produção de dado conjunto de insumos utilizados, *eficiência técnica*. O segundo considera a capacidade da firma em alocar, eficientemente, determinado conjunto de insumos, dados também seus respectivos preços. Esse componente se relaciona com *eficiência alocativa*. A combinação da eficiência técnica e alocativa proporciona uma medida adequada de *eficiência econômica*.

Como a função de produção das firmas com máxima eficiência não é conhecida na prática, FARRELL (1957) sugeriu a utilização de dados amostrais para construção de uma função paramétrica de produção.

Seguindo a sugestão de Farrell, AIGNER e CHU (1968) utilizaram uma especificação Cobb-Douglas na estimação de uma função paramétrica de fronteira de produção, dada por

$$\ln(Q_i) = X_i \beta - u_i \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (30)$$

em que Q_i é vetor produção da $i^{\text{ésima}}$ firma; X_i representa $k + 1$ vetores do logaritmo das quantidades de insumos utilizados pela $i^{\text{ésima}}$ firma, sendo que aos elementos da primeira coluna é atribuído valor "1"; β ($\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$) é um vetor de parâmetros a serem estimados; e u_i é uma variável randômica não-negativa que está associada à ineficiência técnica das firmas que compõem a indústria considerada.

A função fronteira de produção define o nível de produto que a $i^{\text{ésima}}$ firma poderia obter, se operasse com a mesma eficiência das firmas tomadas como referência e que usassem o mesmo vetor de insumos. Nesse caso, a medida de eficiência técnica produto-orientado, de Farrell, seria dada pela razão entre a produção efetiva da firma e a sua produção potencial representada pela expressão:

$$Q_i / \exp(X_i \beta) = \exp(X_i \beta - u_i) / \exp(X_i \beta) = \exp(-u_i). \quad (31)$$

A principal crítica a esse procedimento está centrada no caráter determinístico da fronteira de produção assim obtida, isto é, a sua especificação não considera a influência de erros de medida ou de qualquer outro ruído na fronteira de produção, razão por que todos os desvios são atribuídos, única e exclusivamente, à ineficiência técnica. O termo determinístico é aqui utilizado para denotar o fato de que o nível de produto Q_i é limitado pela quantidade não-estocástica (determinística), $\exp(X_i \beta)$.

A solução proposta, de forma independente, por AIGNER et al. (1977) e MEEUSEN e VAN DEN BROECK (1977) consiste em adicionar um componente de erro randômico, “ v_i ”, à variável “ u_i ” não-negativa, conforme expressão abaixo:

$$\ln(Q_i) = X_i\beta + v_i - u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (32)$$

O termo de erro “ v_i ” está relacionado, portanto, com o efeito de outros fatores randômicos sobre a variável quantidade produzida e com o efeito combinado de outras variáveis, insumos não-especificados, sobre a função de produção. A estimação do modelo e a conseqüente separação entre ineficiência técnica e ruído, associado a fatores randômicos, requer que se pressuponha que ambos tenham formas específicas de distribuição. Em seu estudo original, AIGNER et al. (1977) admitiram que “ v_i ” seja normal, independente e identicamente distribuído, com média zero e variância constante σ_v^2 e independente de u_i , que é também independente e identicamente distribuído e com truncamento em zero, em uma distribuição normal com média zero e variância constante σ^2 , o que, em outros termos, implica admitir que u_i seja uma variável randômica, meio-normal, independente e identicamente distribuída.

Nesse modelo, o limite superior do nível de produção é estabelecido, agora, pela variável estocástica, $\exp(X_i\beta + v_i)$. O termo de erro v_i tanto pode admitir valores negativos quanto positivos, e a quantidade estocástica de produção varia em torno da parte determinística $\exp(X_i\beta)$, do modelo de fronteira. Nota-se, portanto, que a produção observada tanto pode ser maior quanto menor do que a parte determinística da fronteira, bastando que o valor correspondente ao erro estocástico seja maior do que o efeito associado à ineficiência. Nesse caso, $Q_i > \exp(X_i\beta)$ se $v_i > u_i$, ou $Q_i < \exp(X_i\beta)$ se $v_i < u_i$.

Duas importantes dificuldades permanecem ainda associadas ao modelo de fronteira estocástica de produção. A primeira está relacionada com a inexistência de uma base apriorística que justifique a adoção de uma forma

específica de distribuição do termo de erro associado à ineficiência técnica u_i . As proposições de especificações de formas de distribuição mais gerais, tais como a truncada-normal, de STEVENSON (1980), e a gama de dois parâmetros, de GREENE (1990), apesar de representarem significativos avanços, não proporcionam a solução completa do problema, uma vez que a medida de eficiência ainda permanece dependente da pressuposição adotada em relação à forma de distribuição do termo de erro associado à ineficiência técnica. A segunda diz respeito à provável incorreção em se admitir que a ineficiência seja independente dos regressores, uma vez que, se a firma conhecesse o seu nível de ineficiência, então isto poderia afetar sua escolha na combinação de insumos.

De acordo com COELLI et al. (1998), as especificações que consideram distribuição gama de dois parâmetros, em relação ao efeito de ineficiência técnica, podem proporcionar amplo leque de formas alternativas de distribuição do termo de erro u_i , entretanto, isto é feito às custas da enorme complexidade computacional. A forma de distribuição truncada-normal aparece, portanto, como melhor opção, pois, além de proporcionar a mesma versatilidade, sofre menos complexidade computacional. A distribuição truncada-normal é, na verdade, uma generalização da distribuição meio-normal, obtida pelo truncamento, em zero, de uma distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Dependendo do valor e do sinal que se admite em relação à média μ , a distribuição pode, portanto, tomar uma variedade de formas alternativas.

2.5.1. Utilização de dados de seção cruzada e série temporal

A disponibilidade de dados em questão permite a investigação simultânea tanto da mudança técnica quanto da mudança temporal da eficiência técnica, além de proporcionar, também, aumento de graus de liberdade, relativo às estimativas dos parâmetros.

PITT e LEE (1981) especificaram um modelo em cuja estimativa foram utilizados dados em painel, da seguinte forma:

$$\ln(Q_{it}) = X_{it} \beta + v_{it} - u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \text{ e } t = 1, 2, 3, \dots, T, \quad (33)$$

em que Q_{it} representa a produção da $i^{\text{ésima}}$ firma, no $t^{\text{ésimo}}$ período; X_{it} representa um vetor de insumos de ordem $(1 \times K)$; β é um vetor $(K \times 1)$, parâmetros a serem estimados; v_{it} representam erros estocásticos iid, com média zero e variância constante σ_v^2 , e independentes de u_{it} . Os valores de u_{it} , estão associados a efeitos de ineficiência técnica.

Da mesma forma que nos modelos que utilizam dados de corte seccional, aqui também é possível admitir formas alternativas de distribuição do termo de erro associado à ineficiência técnica. Nesse caso, as estimativas obtidas serão sensíveis à pressuposição adotada em relação à distribuição do termo erro associado à ineficiência técnica. Por exemplo, se for admitido que u_{it} 's sejam variáveis estocásticas independentes e identicamente distribuídas, torna irrelevante escolher entre estimar o modelo com utilização de informações adicionais por firma ou estimá-lo com informações de firmas adicionais em dado período do tempo. Por outro lado, pode-se admitir também que a ineficiência técnica seja invariante em relação ao tempo. Nesse caso, u_{it} será igual a u_i , em que $i = 1, 2, 3, \dots, N$ e $t = 1, 2, 3, \dots, T$.

A pressuposição que a ineficiência técnica seja invariante em relação ao tempo é empiricamente difícil de ser justificada, principalmente quando T apresentar valores mais elevados. Isto porque se espera que a experiência acumulada pelas firmas, durante o processo de produção, estabeleça uma tendência temporal definida em relação aos efeitos associados à ineficiência técnica.

A percepção de que o termo de erro que representa a ineficiência técnica obedeça a dado padrão de variação temporal levou KUMBHAKAR (1990) a formular um modelo, segundo o qual os efeitos sobre a produção associados à ineficiência técnica variam, sistematicamente, no tempo e de acordo com a seguinte especificação:

$$u_{it} = [1 + \exp(bt + ct^2)]^{-1} u_i, \quad (34)$$

em que u_i tem distribuição meio-normal; e b e c são parâmetros a serem estimados.

A formulação alternativa, proposta por BATTESE e COELLI (1992), envolve a especificação do termo de erro associado a efeitos de ineficiência técnica, mediante utilização de uma função exponencial na qual todos os parâmetros são desconhecidos, com a seguinte forma:

$$u_{it} = \{\exp[-\eta (t - T)]\} u_i \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (35)$$

O modelo proposto por BATTESE e COELLI (1992) será utilizado neste estudo. É admitida uma função de fronteira de produção a ser estimada com dados em painel, em que os efeitos relacionados com ineficiência técnica são variantes no tempo. Nesse modelo, dada uma amostra de N firmas para T períodos de tempo, admite-se que as firmas gerem um nível de produto, Q_{it} , e utilizem insumos de capital, K_{it} , trabalho, L_{it} , e terra, T_{it} . O modelo pode ser, então, representado pela seguinte expressão:

$$Q_{it} = F(L_{it}, T_{it}, K_{it}; \beta) e^{v_{it}} e^{-u_{it}}, \quad (36)$$

em que $u_{it} = \{\exp[-\eta (t - T)]\} u_i$; $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$; $u_{it} = \text{iid } N^+(0, \sigma_u^2)$; $v_{it} = \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$ e independente de u_{it} ; e β é um vetor de parâmetros desconhecidos a serem estimados.

A distribuição de u_i é considerada como independente e identicamente distribuída e obtida por truncamento de uma distribuição normal, com média μ e variância σ_u^2 . O parâmetro escalar η representa a taxa de mudança na ineficiência técnica, de tal forma que, se o seu valor fosse igual a zero, então o modelo se tornaria ineficiência tempo-invariante. Portanto, um valor de η positivo significa que as firmas experimentaram melhoria de eficiência técnica no tempo. Será utilizada a reparametrização concebida por BATTESE e CORRA (1977), que substituíram σ_v^2 e σ_u^2 por $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ e $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$. O parâmetro γ deve ficar entre 0 e 1 e é utilizado iterativamente, como valor inicial no

processo de maximização das estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo.

Como salientado anteriormente, dependendo dos valores admitidos por η e T , na equação (35), uma relação específica entre os termos de erro u_{it} e u_i será estabelecida. Assim, se a $i^{\text{ésima}}$ firma fosse observada no último período do painel, ou seja, no período T , então u_{it} seria igual a u_i , que, portanto, representaria o efeito associado à ineficiência técnica para a $i^{\text{ésima}}$ firma, no último período do painel. Nos períodos anteriores, a relação entre u_{it} e u_i dependerá ainda do valor de η e do número de períodos antes do último período do painel. Portanto, se η for positivo, $u_{it} \geq u_i$; analogamente, se $\eta < 0$, então $-\eta(t - T) \leq 0$ e $u_{it} \leq u_i$.

As estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros desse modelo podem ser obtidas pelo método de componentes de erro, devendo o valor de η ser estimado junto com os demais parâmetros do modelo.

SCHMIDT e SICKLES (1984) e SCHMIDT (1986) argumentaram que a disponibilidade de dados em painel não exige, necessariamente, a especificação de uma forma particular de distribuição dos termos de erros associados à ineficiência técnica, uma vez que os parâmetros do modelo tanto podem ser estimados pelo tradicional método comum para dados em painel - método dos efeitos fixos - quanto pelo método de componentes de erro. Uma vantagem de se utilizar o método dos efeitos fixos está no fato de que ele pode acomodar situações nas quais as estimativas dos parâmetros precisam ser obtidas sem que se admita que a ineficiência técnica seja não-correlacionada com os regressores.

2.5.2. O método dos efeitos de ineficiência técnica

A possibilidade de obtenção de diferentes estimadores para a função de fronteira de produção, dependendo do que se admite sobre a distribuição da ineficiência técnica e da sua potencial correlação com os regressores, sugere a necessidade de explorar melhor as alternativas permitidas pelo método. COELLI (1996) salientou que, quando existe escolha entre grande número de modelos

alternativos, em alguma aplicação particular, é recomendável explorar essas possibilidades e utilizar o teste de razão de verossimilhança para selecionar o modelo mais adequado.

Seguindo a sugestão de COELLI (1996), será realizada, neste estudo, uma formulação alternativa de estimativa de ineficiência técnica com utilização do método de efeitos fixos. Esse método requer a especificação de um modelo de fronteira estocástica de produção, no qual os efeitos associados à ineficiência sejam explicitamente definidos pelas variáveis que, teoricamente, afetem a atividade das firmas que compõem a indústria em questão. Nesse caso, as estimativas de todos os parâmetros do modelo deverão ser obtidas em um único estágio, mediante método de máxima verossimilhança.

A disponibilidade de dados em painel permite a estimação dos parâmetros de todos os fatores que, presumivelmente, possam influenciar o nível dos efeitos associados à ineficiência técnica, em conjunto com os componentes que determinam a mudança da ineficiência técnica entre firmas e a mudança técnica no tempo, mas de forma separada.

O modelo geral a ser utilizado aqui está baseado em BATTESE e COELLI (1995), segundo os quais os efeitos associados à ineficiência técnica em uma função estocástica de produção são considerados variáveis randômicas não-negativas independentes, mas não-identicamente distribuídas. Considerando a $i^{\text{ésima}}$ firma no $t^{\text{ésimo}}$ período, os efeitos de ineficiência técnica são obtidos pelo truncamento de uma distribuição normal com média μ_{it} e variância σ^2 . Nesse caso, a expressão que determina o truncamento de μ_{it} será dada por

$$\mu_{it} = \delta z_{it}, \quad (37)$$

em que z_{it} representa um vetor (1xM) de variáveis independentes observadas, cujos valores são constantes fixas; e δ representa um vetor (Mx1) de parâmetros não-conhecidos, a serem estimados.

A equação (37) estabelece que as médias μ_{it} das distribuições normais truncadas em zero, para obtenção dos efeitos associados à ineficiência técnica, não são idênticas, mas são funções dos valores observados de variáveis específicas e de um vetor de parâmetros. A estimativa dos parâmetros do modelo deverá ser procedida pelo método de máxima verossimilhança, cuja função é expressa por dois parâmetros da variância. Aqui também se utilizará a reparametrização, conforme proposta por BATTESE e COELLI (1993), para a qual se estabelece que $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$ e $\gamma = \sigma^2/\sigma_s^2$, devendo o parâmetro γ possuir valor de zero a um. BATTESE e COELLI (1993) citaram dois casos especiais relativos ao modelo de fronteira de produção semelhantes ao que será usado nesta seção. O primeiro se refere ao fato de que, se todos os parâmetros δ e o parâmetro escalar γ fossem iguais a zero, então o modelo seria equivalente à função resposta média, que poderia ser eficientemente estimada por mínimos quadrados ordinários. O segundo diz respeito ao fato de que, se todos os parâmetros δ , com exceção do intercepto, fossem iguais a zero, então o modelo aqui utilizado se reduziria ao formato original de fronteira estocástica de produção, proposto por AIGNER et al. (1977). O teste de razão de verossimilhança é indicado para testar a hipótese de nulidade dos parâmetros.

Em ambas as aplicações será utilizada a especificação de uma função transcendental logarítmica, com o seguinte formato:

$$\begin{aligned} \ln Q_{it} = & \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + \beta_K \ln K_{it} + 0.5\beta_{KK}(\ln K_{it})^2 + 0.5\beta_{LL}(\ln L_{it})^2 + \\ & 0.5\beta_{TT}(\ln T_{it})^2 + \beta_{LT}(\ln L_{it} \ln T_{it}) + \beta_{LK}(\ln L_{it} \ln K_{it}) + \beta_{TK}(\ln T_{it} \ln K_{it}) + \beta_{LJ}(\ln L_{it})J_{it} + \\ & \beta_{TJ}(\ln T_{it})J_{it} + \beta_{KJ}(\ln K_{it})J_{it} + \beta_J J_{it} + \beta_{JJ}J_{it}^2 + v_{it} - u_{it}, \end{aligned} \quad (38)$$

em que $i = 1, 2, 3, \dots, N$ representa estados, e $t = 1, 2, 3, \dots, T$, tempo.

A utilização de uma variável tendência no modelo acima especificado, representada por J , permite examinar a hipótese de neutralidade do avanço técnico da agricultura brasileira no período analisado. Nesse caso, o teste de razão de verossimilhança deverá ser aplicado à qualidade de ajustamento de

modelos alternativos, especificados para refletir neutralidade e não-neutralidade da mudança técnica.

Além disso, serão estimadas, também, funções de fronteira estocástica de produção com base em especificações Cobb-Douglas, com a finalidade de avaliar o comportamento da produtividade da agricultura no Brasil. A função Cobb-Douglas é, na verdade, um caso especial da função translog, na qual os coeficientes dos termos de segunda ordem têm valores iguais a zero, isto é: $\beta_{it} = 0$, em que $i = 1, 2, 3, \dots, N$ e $t = 1, 2, 3, \dots, T$.

É comum, em modelos especificados com o objetivo de estimar funções de fronteira de produção, a aplicação do teste *one-sided* da razão de verossimilhança, com vistas em verificar, estatisticamente, a inexistência de ineficiência técnica. No teste é estabelecida, como hipótese alternativa, a semelhança entre o modelo estimado por mínimos quadrados ordinários e as estimativas obtidas pela função de máxima verossimilhança. Nesse caso, se λ fosse estatisticamente igual a zero, não haveria evidências de que no processo de produção houvesse ineficiência técnica; portanto, a função de produção poderia ser, convenientemente, estimada por Mínimos Quadrados Ordinários.

A estatística de teste é calculada pela expressão (39):

$$\lambda = -2 \ln \{ [L(H_0)/L(H_1)] \} = -2 \{ \ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)] \}, \quad (39),$$

em que $L(H_0)$ e $L(H_1)$ são os valores da função de verossimilhança, sob hipótese nula e hipótese alternativa, respectivamente. A estatística λ tem, assintoticamente, distribuição de qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de restrições impostas sob hipótese nula.

A razão de máxima verossimilhança testa a significância estatística do grupo de regressores e pode, assim, oferecer um critério de relevância à qualidade do ajustamento obtido (COELLI, 1996). Ela envolve o cálculo do parâmetro λ , na expressão (39).

O teste de razão de verossimilhança pode ser utilizado, também, no teste de adequação de formas funcionais alternativas em relação a determinada aplicação. Nesse caso, no teste é estabelecida, como hipótese alternativa, a nulidade dos parâmetros que diferenciam os dois modelos que estão sendo comparados. Nesse caso, a hipótese nula deve ser rejeitada quando λ for igual ou menor que o valor da estatística com distribuição de qui-quadrado, com número de graus de liberdades também iguais ao número de restrições adotadas.

2.6. Descrição e fontes dos dados utilizados

No cálculo da equação (27), referente aos índices de Tornqvist-Theil, com aproximações em primeira ordem, e no da função de fronteira de produção, equação (38), serão utilizados dados referentes a preços e à participação de fatores no custo total de produção para cada um dos produtos a serem analisados. Serão considerados como unidades de tempo os anos censitários, iniciando-se por 1970. A fonte básica de informação será, portanto, constituída dos censos agropecuários do IBGE, referentes aos anos de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/96. Os Estados e territórios da federação serão considerados unidades básicas de observação, tendo como referência a divisão geopolítica vigente em 1970, mas com anexação da Guanabara ao Estado do Rio de Janeiro. Não se considera, portanto, a divisão do Estado de Goiás e Tocantins e do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, observada nos anos censitários subseqüentes. Será considerada, também, a estratificação da área total em cinco grupos distintos, conforme critérios adotados pelo IBGE, com vistas em analisar o comportamento da produtividade agrícola considerando os estratos de área. As propriedades até 10 hectares compõem o primeiro estrato; o segundo corresponde às propriedades com área até 100 e com mais de 10 hectares; o terceiro compreende as propriedades com 100 e até 1.000 hectares; o quarto agrega propriedades com 1.000 e até 10.000 hectares; e, finalmente, o quinto compreende as propriedades com áreas superiores a 10.000 hectares.

No cálculo do custo total, as várias despesas com os fatores de produção, definidas como o valor dos fluxos anuais de serviços de cada fator para cada ano de censo agropecuário, serão agrupadas em despesas com “capital”, incluindo-se aqui o valor do fluxo de serviço de tratores, colhedeiros, arados de tração mecânica e animal e máquinas de plantio e todas os demais gastos com insumos que estejam incluídos no item outras despesas; despesas com “terra”, obtidas pelo somatório das áreas ocupadas com lavouras permanentes, temporárias, pastagens nativas e plantadas e matas plantadas; despesas com “trabalho”, que englobam o fluxo de serviços do trabalho familiar, assalariado e empregados não-assalariados, incluídos parceiro e trabalhadores em outra condição, conforme classificação do IBGE. Finalmente, consideraram-se como "outras despesas" os gastos com energia, óleos lubrificantes e combustíveis, juros pagos por empréstimos, sementes e mudas, adubos e corretivos, defensivos, medicamentos, rações, embalagens, aluguel de máquinas, transporte da produção e impostos, o que permitiu, portanto, conhecer a parcela de participação do fator na despesa total.

As informações sobre preços foram obtidas de duas fontes distintas: a primeira, relativa a preço de insumos utilizados na agricultura (sementes e mudas, adubos e corretivos, medicamentos, defensivos agrícolas, transporte, embalagem, rações e aluguel de máquinas), arrendamento de terras e salários pagos na agricultura, preços de máquinas, foi obtida da Fundação Getúlio Vargas, enquanto a segunda, referente a preço de energia, de combustíveis em geral e de produção animal e vegetal, foi obtida da razão entre as despesas e a quantidade utilizada de cada item, no caso dos insumos, e da razão entre o valor da produção e a quantidade produzida de cada um dos produtos agrícolas gerados por cada grupo de propriedades que compõem cada estrato de área, coletados a partir do censo agropecuário do IBGE.

O somatório dos valores do fluxo anual de serviços do capital, somado às despesas, em cada ano, com insumos considerados em outras despesas, do fluxo anual de serviços da terra e do fluxo anual de serviços do trabalho compõe o

custo total de produção. Necessário se faz, portanto, pormenorizar a conduta adotada para estimar o valor do fluxo anual de serviços de cada um dos itens que compõem o custo total de produção.

Como raramente o custo de uso do capital pode ser diretamente observado, torna-se então necessário inferir, de forma indireta, o valor da despesa que a firma incorre ao usar o seu próprio capital. Se existisse um mercado secundário perfeito para aluguel de máquinas e as firmas fossem indiferentes ao fato de usar o seu capital ou alugá-lo, então o custo de uso implícito que a firma incorreria, ao usar o seu capital, seria igual ao preço que ela poderia alcançar se o alugasse a outros empreendedores. De acordo com HALL e TAYLOR (1989), o preço de arrendamento do capital deve incorporar, pelo menos, quatro efeitos. O primeiro refere-se ao custo de oportunidade que a firma incorreria ao imobilizar seus fundos em determinada máquina ou equipamento. Supondo que a taxa de juros fosse dada por r_t e que o preço de um novo bem de capital fosse dado por J_t , então o custo de oportunidade do capital seria igual a $r_t \cdot J_t$. Em segundo lugar, deve-se considerar também que a depreciação fosse decorrente do uso do equipamento. Supondo que o desgaste do equipamento ocorresse a uma taxa de $\delta\%$, então a depreciação seria igual a $\delta \cdot J_t$. Em terceiro lugar, a variação do preço do equipamento, durante o seu período de vida útil, poderia resultar em perdas ou em ganhos; portanto, a mudança percentual no preço do equipamento poderia ser representada por $\Delta J_t/J_t$. Finalmente, o quarto efeito considerou a existência de taxação sobre o capital e a impossibilidade de as firmas repassá-la aos consumidores, o que implicaria, portanto, que o custo de uso do capital fosse afetado pelo sistema legal vigente em cada País.

Neste estudo, considerou-se que o preço real do capital tenha permanecido constante ao longo do seu tempo de vida útil e que, portanto, o seu custo de uso não tenha sido afetado por variações em seu preço. A taxa de juros real, que é paga pela caderneta de poupança, em torno de 6% ao ano, foi utilizada na representação do custo de oportunidade (r) do capital. Considerou-se que as

máquinas tivessem um período de vida útil (t) de 10 anos (SANTOS, 1986) e que a taxa de depreciação do capital pudesse ser calculada pela seguinte fórmula:

$$A_i(r, t_i) = [r (1 + r)^t] / [(1 + r)^t - 1]. \quad (40)$$

No cálculo do valor do fluxo do serviço do capital, portanto, tomou-se como referência a seguinte expressão:

$$C_i = P_k (r + t_i), \quad (41)$$

em que C_i é o valor do fluxo de capital no período i ; P_k representa o valor original de mercado do ativo não depreciado; r e t foram definidos anteriormente.

A variável outras despesas, que representa o fluxo anual de serviços de fatores não incluídos nas variáveis anteriores, foi obtida pelo somatório dos gastos correntes com energia, óleos lubrificantes e combustíveis, sementes e mudas, defensivos, impostos, embalagens, adubos e corretivos, transportes, juros sobre empréstimos bancários, medicamentos, rações e aluguel de máquinas.

Da razão entre o valor do fluxo de serviços do capital e o custo total obtém-se, portanto, a parcela de gastos com o fator capital (S_k).

O valor do fluxo de serviços da mão-de-obra é obtido pela multiplicação do total de equivalentes homem-ano pelo preço do trabalho. O conceito de equivalente homem-ano é utilizado, aqui, para tentar diminuir a imperfeição que decorre de se considerar a mão-de-obra agrícola, em diferentes situações de emprego, sexo e idades, como homogênea. A metodologia utilizada foi proposta por SILVA e KAGEYAMA (1983) e também usada por HOFFMANN et al. (1985), FIGUEIREDO (1996), SILVA (1996) e DIAS (1998). O conceito de equivalente homem-ano toma como referência a força de trabalho de um adulto do sexo masculino, durante um ano de trabalho com 300 dias de trabalho-ano, para trabalho familiar e permanente, e de 200 dias de trabalho-ano, no caso de trabalho temporário. Os seguintes fatores de conversão são sugeridos: homem adulto em emprego permanente ou familiar corresponde a 1,0 equivalente-

homem; em emprego temporário, 0,6 equivalente-homem, os quais serviram como referência para a conversão das demais categorias de trabalhadores. Os não-empregados (responsável e membros não-remunerados da família), se mulher, 0,6 equivalente-homem, e 0,4, se criança; empregados não-assalariados (parceiro e outra condição), 0,66 equivalente-homem para mulher e 0,5 equivalente-homem para criança. Finalmente, empregados assalariados (permanentes e temporários), se mulher, 1,0 equivalente-homem, e 0,5 equivalente-homem, se criança. HOFFMANN et al. (1985) consideraram a mesma proporção de crianças, observada para “parceiros”, na conversão do pessoal ocupado, de “outra condição”, por sexo e idade, como discriminado no censo de 1970, para os censos de 1975, 1980, 1985, 1995/96, nos quais não foi feita essa discriminação.

Como inexitem informações sobre a remuneração da mão-de-obra familiar, resolveu-se adotar o critério sugerido por DIAS (1998) e SANTOS (1986), que consiste em atribuir à mão-de-obra familiar e aos empregados não-assalariados o mesmo salário recebido pela mão-de-obra assalariada em cada unidade da federação. A parcela de gastos com o fator trabalho é dada, portanto, pela razão entre o valor do fluxo de serviços do trabalho e o custo.

O fluxo de serviços com o fator terra corresponde ao produto da área total explorada pelo preço de arrendamento da terra. O preço de arrendamento da terra foi obtido da Fundação Getúlio Vargas e corresponde ao aluguel de terras de cultivo, de pastagens e de matas. A área total explorada engloba o somatório das áreas ocupadas com lavouras permanentes e temporárias, com pastagens naturais e plantadas e com matas plantadas. Neste trabalho, não se consideraram as áreas com matas naturais e nem tampouco a produção extrativista obtida em áreas de matas naturais, como madeira látex, etc.

A agregação das variáveis citadas foi obtida da média ponderada da participação de cada item de despesa no total das despesas efetuada com os fatores de produção, como capital, trabalho e terra. Esse procedimento teve como finalidade a construção de índices agregados de quantidade para cada um dos

fatores. O mesmo procedimento também foi adotado para a produção agrícola e pecuária. Aqui, no cálculo do fator de ponderação levou-se em consideração a participação do valor da produção de cada produto no valor total da produção de cada subsetor. O somatório dos fluxos de despesas com capital, terra, trabalho e do fluxo de outras despesas corresponde ao custo total de produção.

Os censos agropecuários fornecem a quantidade produzida e o valor da produção vegetal e animal por estratos de área, para cada um dos Estados brasileiros. Portanto, do quociente entre o valor da produção e a quantidade produzida pode-se obter uma *proxy* para os preços dos produtos agropecuários. Na construção de um índice agregado de preços, tanto de fatores quanto de produtos, utilizou-se também o mesmo fator de ponderação acima descrito.

Na estimativa da equação (38) foram utilizados dados em painel, o que requer, portanto, a combinação de dados de seção cruzada e de séries temporais. Nesse caso, serão observados os censos agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/96, do FIBGE. Os Estados da federação foram considerados como observações ou unidades de análise, razão por que o processo de agregação considera cada Estado como unidade individual de produção, de tal forma que as funções de produção assim obtidas associam níveis de produção aos insumos capital, trabalho, terra. O mesmo procedimento também foi adotado quando o objetivo era estabelecer comparações de eficiência entre os estratos de área total, ou seja, cada estrato foi considerado unidade de análise individual, e a estimativa do índice de agregação associou níveis de produção a quantidades usadas de insumos, agregadas por estrato de área.

Todos os valores foram convertidos em real e atualizados com base em outubro de 1994, utilizando o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna da Fundação Getúlio Vargas.

O cálculo da parcela de participação do fator no gasto total permite, por sua vez, construir um índice de insumo para cada produto, em cada uma das regiões estudadas.

O índice de produto total que compõe a fórmula de Tornqvist-Theil deverá ser obtido pela produção agregada na grande região, para cada um dos produtos em análise.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Estimativas de índices de produtividade

Esta seção apresenta os principais resultados da análise empírica desenvolvida neste estudo, obtidos pela metodologia de Tornqvist-Theil. São calculados índices de comportamento temporal da produtividade física total para o Brasil, de comportamento interespaçial e intertemporal, para cada uma das cinco regiões, e de comportamento interespaçial e intertemporal, para os estratos de área, de acordo com a classificação do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

3.1.1. Comportamento da produtividade agrícola no Brasil

As estimativas dos índices de crescimento da produtividade física total da agricultura no Brasil são apresentadas no Quadro 2 e na Figura 4. A parte superior do Quadro apresenta os índices seqüenciais que utilizam o ano antecedente como base. Na parte inferior são apresentados os índices cumulativos obtidos com base no ano de 1970. Esses indicadores refletem o comportamento

Quadro 2 - Comportamento da produtividade agrícola no Brasil - 1970-1995

Índices seqüenciais			
Ano	Produto	Insumos	PTF
1975	1.2462	1.4755	0.8466
1980	1.2274	1.0293	1.1924
1985	1.2635	1.2022	1.0510
1995	1.0729	0.8252	1.3002

Índices cumulativos			
Ano	Produto	Insumos	PTF
1970	1.0000	1.0000	1.0000
1975	1.2462	1.4755	0.8446
1980	1.5295	1.5187	1.0071
1985	1.9326	1.8258	1.0585
1995	2.0734	1.5066	1.3762

Fonte: Dados da pesquisa.

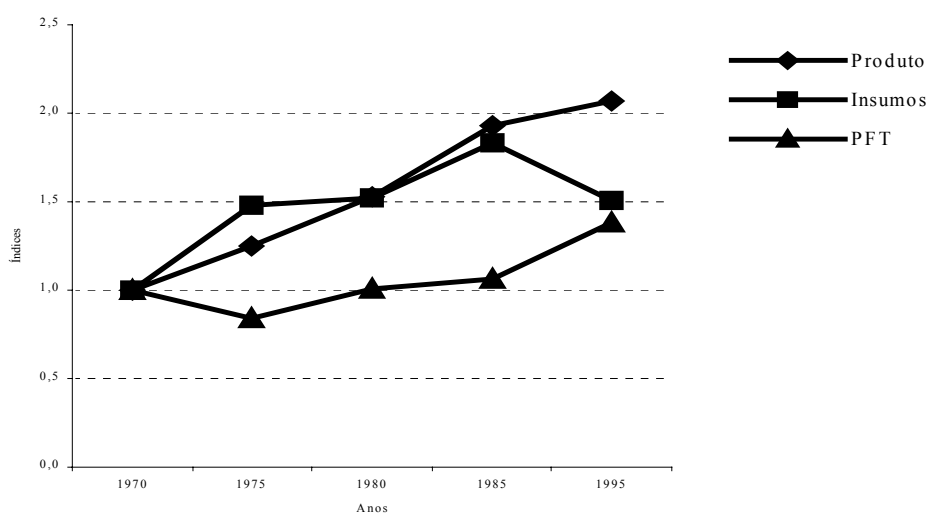


Figura 3 - Comportamento da produção, insumos e PTF no Brasil - 1970-1995.

intertemporal da produtividade total agrícola brasileira, nos anos de 1970 a 1995. Os valores encontrados mostram que o crescimento da produtividade total, no período considerado, foi da ordem de 37.62%, o que resulta em taxa de crescimento média anual de 1.50%. Esse valor está relativamente próximo daquele obtido por BONELLI e FONSECA (1998), que encontraram taxa de crescimento em torno de 1.19%, considerando o período de 1976 a 1996. Já AVILA e EVENSON (1998) apontaram um crescimento de produtividade agregada da agricultura brasileira, à taxa anual média, em torno de 2.45%, nos anos de 1970 a 1985. Outras estimativas mostraram taxas anuais de crescimento de produtividade em torno de 3.92%, para o período 1970 a 1985, e de 4.50%, para o período 1976 a 1994, obtidas, respectivamente, por DIAS (1998) e GASQUES e CONCEIÇÃO (1997).

DIAS (1998) atribuiu essa discrepância de estimativas do índice de crescimento da produtividade da agricultura brasileira às diferenças nas formas de agregação dos insumos, principalmente o capital, e aos cálculos de seus respectivos preços. Nesse caso, a constatação de dificuldades naturais de avaliação dos itens que compõem o estoque de capital das propriedades e a solução dada por cada um dos pesquisadores ao problema podem resultar em diferenças nos preços dos insumos. Uma vez que a participação de cada item nas despesas é afetada pelos seus respectivos preços, então isso deverá afetar, também, a base de ponderação utilizada na construção do índice de Törnqvist-Theil. Em adição, podem existir diferenças no número de produtos considerados em cada um dos estudos.

Este estudo admite, além disso, que qualquer comparação entre as estimativas de taxa anual de crescimento da produtividade agrícola deva ser feita com extrema cautela, uma vez que a magnitude do índice é muito sensível em relação à base na qual ele está sendo medido.

TRUEBLOOD e RUTTAN (1995) apresentaram alguns trabalhos que objetivavam obter estimativas de produtividade multifator para a agricultura dos Estados Unidos, nas últimas décadas. Três foram os métodos utilizados nesses

estudos, quais sejam, estimativas de índices, estimativas de funções de produção e abordagem não-paramétrica. Os vários estudos que utilizaram a abordagem de construção de índices de agregação consideraram o índice de Tornqvist-Theil, com aproximação para o índice de Divisia, como o mais adequado a estudos de produtividade. Algumas dessas estimativas, apresentadas no Quadro 3, mostraram que, a despeito das especificidades existentes entre a agricultura daquele País e a do Brasil, os resultados obtidos neste estudo são bastante similares aos índices ali apresentados.

Quadro 3 - Estimativa de índices de produtividade para os Estados Unidos

	Período	Método	PTF
Brown (1978)	1947-1974	Índice	1.15
Ball (1984)	1948-1979	Índice	1.75
Capalbo-Vo (1988)	1950-1982	Índice	1.57
Capalbo (1988)	1950-1982	Função de produção	1.40-1.60
Cox-Chavas (1990)	1950-1983	Estimativa não-paramétrica	1.79
USDA/ERS (1991)	1950-1982	Índice	1.47
Luh-Stefanou (1991)	1950-1982	Função de produção	1.50
Jorgenson-Gollop (1992)	1948-1985	Índice	1.58
Huffman-Evenson (1993)	1950-1982	Índice	1.84

Fonte: TRUEBLOOD e RUTTAN (1995).

Análise mais detalhada do Quadro 2 e da Figura 4 mostra que, apesar de a agricultura brasileira ter experimentado ganhos expressivos de produtividade durante o período considerado nesta análise, não houve uniformidade temporal de comportamento das taxas de crescimento. Nos quinquênios 75/80 e 85/95, elas foram bem mais elevadas, 3.84% e 3.10% ao ano, respectivamente, quando

comparadas com os períodos 70/75 e 80/85, nos quais elas foram de 3.10% negativa e 1.02%, respectivamente.

A queda de produtividade em 1975, em relação a 1970, ocorreu devido ao fato de o aumento significativo no uso de insumos não se fazer acompanhar da elevação correspondente à produção, que cresceu, no quinquênio, 24.62% contra 47.55% na utilização de insumos.

É interessante notar que a inspeção desses índices mostra que, no período de 1970 a 1985, a variação de produtividade esteve sempre associada a variações na utilização de insumos. De fato, nesse período, a taxa de crescimento do nível de produção permaneceu relativamente estável e próxima de 5.04% ao ano, enquanto a amplitude de variação no nível de utilização de insumos foi bastante acentuada: 47.55%, em 70/75; 2.93%, em 75/80; e 20.22%, no período de 80/85. Já na década de 85/95, a redução no índice de crescimento do produto, de 1.26 para 1.07, foi acompanhada por uma redução mais acentuada ainda no nível de utilização de insumos, principalmente trabalho e outras despesas, que passou de 1.20 para 0.83. Esse comportamento está refletido no comportamento da PTF no período, que passou de 1.05 para 1.30. Nesse caso, a elevação da produção, associada à queda no uso de insumos, poderia estar, provavelmente, relacionada com a melhoria técnica na produção da agricultura brasileira.

Os dados da pesquisa não fornecem uma explicação conclusiva para a instabilidade das taxas de variação da produtividade física total da agricultura brasileira, entretanto, conforme mostram o Quadro 4 e a Figura 3, quando se considera o ano de 1975, em relação a 1970, verifica-se que a produção agregada aumentou a taxas menores que o aumento no nível de utilização de insumos, principalmente máquinas, adubos e corretivos, defensivos, medicamentos, combustíveis e todos os demais insumos contabilizados na variável outras despesas. Por outro lado, os dados mostram também que, de 1975 a 1980, a elevação do nível de produção foi acompanhada de redução nas despesas relativas àqueles insumos englobados na variável outras despesas.

Quadro 4 - Produção vegetal, animal e utilização de insumos na agricultura brasileira, 1970-1995

Índices de crescimento						
Anos	Produção vegetal	Produção animal	Trabalho	Terra	Capital	Outras despesas
1970	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1975	133,42	112,09	110,69	98,15	178,75	366,18
1980	164,09	137,11	116,86	109,46	366,36	310,63
1985	225,12	148,24	130,87	125,09	362,12	438,42
1995	213,33	204,00	103,64	118,50	367,87	319,23

Fonte: IBGE - Dados da pesquisa.

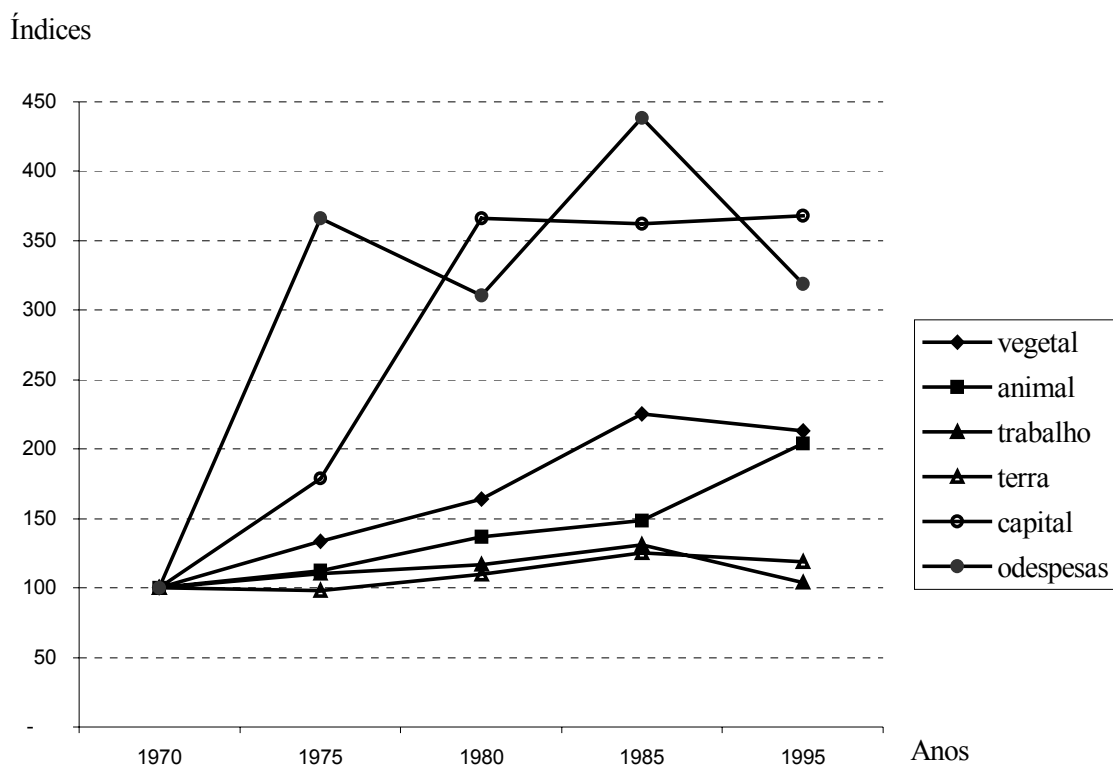


Figura 4 - Utilização de insumos e produção da agropecuária brasileira, 1970-1995.

Esse comportamento dos índices de produtividade reflete a consolidação do processo de modernização da agricultura brasileira iniciado no final da década de 60, que se caracterizou, principalmente, pelo incremento de recursos aplicados em pesquisa agrícola, pela intensificação da política de extensão rural e pela adoção de uma política agrícola centrada na distribuição de crédito agrícola subsidiado, garantia de renda rural, e pela instituição de programas especiais para a agricultura.

3.1.2. Comportamento da produtividade agrícola nas regiões

O comportamento dos índices de produção, uso de insumos e produtividade agrícola nas grandes regiões brasileiras, calculado para os últimos 25 anos, é apresentado nos Quadros 5 e 6. Tomando-se a região Norte como base, os resultados obtidos mostram que o desempenho das regiões Sul e Sudeste foi, como esperado, significativamente superior ao das demais regiões do País. No que diz respeito à produção, os valores encontrados nas regiões Sul e Sudeste ficaram, em média, 1.134.00% e 992.00%, respectivamente, acima dos da região Norte, tomada como base. No entanto, nota-se que, apesar da significativa diferença, os índices relativos à produção apresentaram tendência declinante no período considerado, de 12.14 e 13.49 para 8.68 e 9.20, nas regiões Sudeste e Sul, respectivamente.

No que diz respeito à região Nordeste, o comportamento dos índices mostrou tendência de queda de produção em relação à região Norte, tomada como base. Em 1970, a atividade agropecuária da região Nordeste produzia 561.00% mais do que a região Norte. Já em 1995, esse diferencial caiu para 297.00%, representando uma queda, portanto, de 47.06% no período analisado.

Quadro 5 - Índices de produção e utilização de insumos por regiões, Brasil, 1970-1995

Regiões	Produção					Insumos				
	1970	1975	1980	1985	1995	1970	1975	1980	1985	1995
Norte	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Nordeste	5.61	4.99	4.18	3.28	2.97	7.08	6.05	5.09	4.58	4.33
Sudeste	12.14	8.98	10.34	9.47	8.68	7.57	6.69	5.11	5.33	4.88
Sul	13.49	14.43	11.05	8.55	9.20	6.71	6.78	4.29	4.13	4.64
Centro-Oeste	2.47	4.80	4.21	4.39	4.66	3.25	2.54	2.07	3.28	3.54

Fonte: Dados da pesquisa.

A região Centro-Oeste apresentou, por outro lado, tendência ascendente no período analisado, em comparação com a região Norte. De um índice de 2.47, observado em 1970, a produção agropecuária da região passou, em 1995, ao valor de 4.66, representando um crescimento de 88.67% no período. É importante ressaltar, portanto, que apenas a região Centro-Oeste apresentou tendência crescente de elevação da produção em relação à região Norte, ao longo do período em análise. Esses números mostram, portanto, aumento da importância relativa do Centro-Oeste na oferta de produtos da agropecuária, a partir da década de 70.

No que diz respeito ao comportamento da PTF, os índices obtidos mostram que o desempenho das regiões Sul e Sudeste foi superior ao das demais regiões do Brasil (Quadro 6). A melhor performance ficou com a região Sul, cuja média de crescimento foi significativamente superior, 2.15, em relação à região-base, no período analisado. A seguir, vem a região Sudeste, com 1.71, seguida da região Centro-Oeste, com 1.47, ficando o Nordeste em último lugar, com 0.77. Aqui, fica evidente a relativa estabilidade temporal dos índices de produtividade das regiões Sul e Sudeste em relação à região-base. Já as regiões Nordeste e

Centro-Oeste apresentaram, aqui, também uma inversão no desempenho, ou seja, os níveis de produtividade da agropecuária nordestina apresentaram declínio, enquanto a região Centro-Oeste experimentou elevação de 0.76, em 1970, para 1.32, em 1995, em relação à região-base.

Quadro 6 - Comparação interespacial de produtividade agrícola, Brasil, 1970-1995

Regiões	1970	1975	1980	1985	1995
Norte	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Nordeste	0.7927	0.8244	0.8214	0.7149	0.6863
Sudeste	1.6036	1.3400	2.0260	1.7781	1.7771
Sul	2.0114	2.1283	2.5777	2.0724	1.9831
Centro-Oeste	0.7591	1.8903	2.0341	1.3401	1.3176

Fonte: Dados da pesquisa.

Esse notável desempenho do Sul e Sudeste, tanto em termos de produção quanto de produtividade total, simplesmente confirma a maior intensidade do processo de modernização dessas regiões, a partir da segunda metade da década de 60. Segundo RYFF (1988), em comparação às demais regiões do País, o Sul e o Sudeste apresentaram condições mais favoráveis, notadamente com relação à maior disponibilidade de terras férteis, ao contingente de mão-de-obra com maior aptidão para absorção e aplicação de inovações técnicas, à maior adequação das condições climáticas à agricultura e a características culturais que tornaram os agricultores mais “abertos” ao associativismo. Esses fatores, tomados em conjunto, contribuíram para que a agricultura dessas regiões apresentasse taxas de

crescimento relativamente mais elevadas, com importantes reflexos no comportamento dos índices de produtividade.

Portanto, esses resultados estão de acordo com a hipótese formulada do comportamento da agricultura brasileira nas últimas décadas, qual seja, as regiões Sul e Sudeste tiveram suas fronteiras agrícolas esgotadas mais rapidamente, razão por que adotaram práticas modernas de cultivo mais cedo, alcançando níveis de produtividade mais elevados, em comparação com as demais regiões do País. Por outro lado, a participação expressiva das duas regiões na produção de cana-de-açúcar e naqueles produtos agrícolas destinados à exportação e, portanto, mais expostos à competição no mercado internacional, a exemplo da soja, café, laranja, e a decorrente necessidade de se alcançarem níveis mínimos de competitividade forçaram essas regiões a adotarem práticas mais modernas de cultivo, motivo pelo qual atingiram níveis de produtividade compatíveis com os alcançados por países de agricultura mais tecnificada e mais orientada para exportação. Nas seções seguintes, far-se-á análise mais detalhada de cada uma das regiões, com ênfase no desempenho intertemporal da PTF de cada uma delas.

3.1.2.1. Região Norte

Os Quadros 7 a 10 apresentam o comportamento intertemporal dos índices de produtividade das grandes regiões brasileiras. Esses índices são apresentados de duas formas distintas: a parte superior do quadro mostra os índices de variação da produção, insumos e PTF, obtidos em cada ano, computando-se o ano anterior como base. Na parte inferior do quadro, os números-índices de cada ano são encadeados para estabelecer o índice acumulado de variação, tomando-se o período inicial como base.

Com relação ao desempenho da região Norte, pode-se observar, no Quadro 7, que o ganho de produtividade ficou em torno de 34.26%, quando se considera todo o período analisado. Entretanto, os valores obtidos mostram também que a maior taxa de crescimento se verificou no período 85/95, com

52.10%. O aumento significativo de produtividade, nesse período, pode ser explicado pela variação substantiva da produção, associada à queda no uso de insumos. Com efeito, enquanto a produção apresentou índice de variação positiva de 1.38, o uso de insumos apresentou variação negativa de 0.093. Nos três períodos anteriores, 70/75, 75/80 e 80/85, os valores encontrados foram de 14.71% negativo, 1.66 % e 1.74%, respectivamente, considerando os índices de variação, relativos às observações prévias. É interessante observar que, nessa região, o nível de produção foi crescente em todo o período considerado, entretanto, com exceção de 85/95, esse crescimento esteve sempre associado a aumentos da utilização de insumos, não sendo devido, portanto, a aumentos de produtividade. Esse comportamento reflete a intensidade do processo de incorporação de novas áreas de terras no Centro-Oeste, em Rondônia e no Acre pela atividade agrícola, principalmente a partir da década de 70, quando começa o esgotamento da fronteira agrícola no norte do Paraná.

3.1.2.2. Região Nordeste

Na região Nordeste, a análise do comportamento dos índices de produtividade total da agropecuária mostra ganhos bem menos expressivos, quando comparada às demais regiões do País. Pode-se observar, no Quadro 8, que a taxa de crescimento anual de produtividade ficou em pouco mais de 0.72%, e os ganhos mais significativos aconteceram somente nos dois últimos períodos, 80/85 e 85/95, com 10.10% e 13.66%, respectivamente. Observa-se, na parte superior do Quadro 8, que, a exemplo do que ocorreu nas demais regiões do País, o aumento de produtividade, ocorrido no período 85/95, se deu em decorrência da queda na utilização de insumos em velocidade maior do que a queda na produção, resultando, portanto, em maior quantidade de produto por unidade de insumo utilizado. Deve-se ressaltar, entretanto, que a queda de produção e de uso de insumos, no período de 85/95, não foi suficiente para eliminar o aumento que

Quadro 7 - Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Norte, 1970-1995

Índices Seqüenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	1.3551	1.5888	0.8529
1980	1.3316	1.3098	1.0166
1985	1.1535	1.1338	1.0174
1995	1.3810	0.9074	1.5220

Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
BASE	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	1.3551	1.5888	0.8529
1975/80	1.8044	2.0810	0.8671
1980/85	2.0813	2.3594	0.8821
1985/95	2.8743	2.1409	1.3426

Fonte: Dados da pesquisa.

Quadro 8 - Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Nordeste, 1970-1995

Índices Sequenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	1.2277	1.2836	0.9565
1980	1.1268	1.1412	0.9874
1985	1.1322	1.0283	1.1010
1995	0.9391	0.8262	1.1366

Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
Base	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	1.2277	1.2836	0.9565
1975/80	1.3833	1.4648	0.9444
1980/85	1.5662	1.5063	1.0398
1985/95	1.4708	1.2445	1.1818

Fonte: Dados da pesquisa.

vinha sendo experimentado pela agropecuária nordestina a partir da década de 70. Considerando todo o período analisado, de 1970 a 1995, a produção agropecuária da região aumentou 47.08%, e o uso de insumos, 24.25%.

Esses resultados estão coerentes com as características estruturais da agricultura nordestina, quais sejam, heterogeneidade de condições edafoclimáticas, da mão-de-obra rural e do nível de integração da atividade produtiva aos mercados. Esses fatores vêm comprometendo não apenas os níveis de produtividade, mas também os níveis de produção, cuja expansão vem dependendo quase que exclusivamente de aumentos na área cultivada.

Apesar de os índices calculados neste estudo serem agregações e não permitirem, portanto, a análise do desempenho de produtos individuais, foi possível constatar que apenas as culturas de cana-de-açúcar, cacau e fumo e alguns produtos hortifrutigranjeiros, tais como tomate, cebola, abacaxi e laranja, tiveram níveis de produtividade crescentes ao longo do período considerado. As demais culturas, principalmente as de subsistência, como arroz, feijão, milho e mandioca, apresentaram taxas negativas de crescimento e de produtividade, ao longo do período analisado.

3.1.2.3. Região Centro-Oeste

Ao contrário da região Nordeste, o Centro-Oeste experimentou uma taxa de crescimento do nível de produtividade significativamente maior. Apenas no período 85, em relação a 80, é que o índice de crescimento foi negativo; mesmo assim, não foi suficiente para anular os ganhos de produtividade obtidos em períodos anteriores. Tomando o ano de 1970 como base, o índice obtido mostrou que, até 1995, o crescimento da produtividade total foi na ordem de 65.31%, representando, portanto, uma taxa de crescimento anual de 2.61%, conforme Quadro 9. Não obstante esse crescimento significativo da produtividade ao longo do período analisado, os resultados obtidos mostraram também que a elevação

Quadro 9 - Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Centro-Oeste, 1970-1995

Índices Sequenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	1.1333	1.0492	1.0801
1980	1.4310	1.1652	1.2281
1985	1.5253	1.7240	0.8847
1995	1.4591	1.0358	1.4086

Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
Base	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	1.1333	1.0492	1.0801
1975/80	1.6217	1.2226	1.3265
1980/85	2.4735	2.1077	1.1735
1985/95	3.6091	2.1832	1.6531

Fonte: Dados da pesquisa.

mais expressiva se concentrou no decênio 85/95, com crescimento de 40.86%. A exemplo do que aconteceu nas demais regiões do País, no Centro-Oeste, as taxas de crescimento de produtividade foram também bastante irregulares. No entanto, essa irregularidade foi devida, quase que exclusivamente, às variações na utilização de insumos, já que, a partir de 1980, a produção cresceu regularmente, a uma taxa próxima de 47.18%. Portanto, a elevação significativa da produção em 1995, na ordem de 45.91%, em relação a 1980, contra um crescimento de apenas 3.58% no uso de insumos, deve explicar a alta taxa de crescimento da produtividade verificada neste período.

Esse excepcional desempenho da produtividade da região Centro-Oeste ocorreu paralelamente à acelerada expansão da atividade agrícola, observada após meados da década de 60. Em consonância com a sua peculiar dotação de fatores, a agropecuária tornou-se a principal responsável pelo intenso processo de crescimento experimentado pela economia regional. É sabido que, a partir dessa época, o desenvolvimento de técnicas de exploração dos cerrados tornou disponível, a baixo custo, uma imensa quantidade de recursos naturais até então inexplorados nos Estados que compõem a região Centro-Oeste. Nesse primeiro momento, foi intensa a expansão da fronteira agrícola, visto que foram incorporadas ao processo produtivo grandes extensões de terra, principalmente com a cultura da soja, que traz um padrão tecnológico mais avançado, quando comparada a culturas tradicionais de subsistência, como arroz, feijão, milho e mandioca. Segundo interpretação de CUNHA e MUELLER (1988), nesta região do Brasil, a expansão agrícola queimou etapas e nasceu moderna, o que explica, portanto, as altas taxas de crescimento intertemporal da produtividade total verificadas na região. O fato é que a substituição das culturas de subsistência, com baixos níveis de produtividade, por culturas não-tradicionais, como soja e cana-de-açúcar, que utilizam muito intensivamente insumos modernos, tem o poder de gerar uma situação na qual os níveis de produtividade, em comparações intertemporais, se elevam substancialmente em relação a sua base, enquanto a variação pode ser menos intensa, do ponto de vista estático, quando comparações

interespaciais são estabelecidas. Com efeito, no período de 1974 a 1985, a participação da cultura de soja na área ocupada com lavouras passou de 12.0% para 52.8%. Isto significa, em termos de produção e área colhida, variações de 400 mil a 4 milhões de toneladas e de 280 mil hectares para 2.01 milhões de hectares, de 1985 em relação a 1974, respectivamente. As mesmas expressivas taxas de crescimento se verificaram em relação às culturas de cana-de-açúcar e de trigo, cujas elevações anuais foram de 20.60% e de 15.00%, respectivamente.

As culturas de subsistência, por outro lado, tiveram comportamento completamente adverso, visto que todas elas experimentaram reduções de área colhida em relação à área total, com os seguintes percentuais: arroz, de 46.00%, em 1974, para 13.30%, em 1985; feijão, de 7.10% para 4.50%; milho, de 23.80% para 16.70%; e mandioca, de 2.0% para 0.80%.

3.1.2.4. Região Sudeste

Após um período de expansão dos níveis de produção, obtida quase que exclusivamente pela incorporação de novas áreas ao processo produtivo, a atividade agrícola da região Sudeste passou a apresentar, a partir do início da segunda metade da década de 60, um padrão de crescimento caracterizado, principalmente, pela intensificação de adoção de técnicas modernas de produção e pela crescente elevação dos níveis de produtividade da terra e do trabalho.

Conforme mostrado no Quadro 10, a adoção desse padrão de crescimento representou significativo avanço na utilização de insumos modernos, de 48.26%, de 1975 em relação a 1970. Apesar de não ter ocorrido ganhos imediatos substanciais de produtividade total, em decorrência do efeito nulo sobre o nível de produção agregada, o aumento no uso de insumos modernos criou condições necessárias para que houvesse expansão de produtividade total nos anos subseqüentes, ficando, em 1980, na ordem de 50.35%, em relação a 1975. O crescimento significativo de produtividade, nesse ano, pode ser explicado pela

Quadro 10 - Comportamento temporal da produtividade agrícola - região Sudeste, 1970-1995

Índices Sequenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	0.9960	1.4826	0.6718
1980	1.5617	1.0387	1.5035
1985	1.3207	1.1792	1.1200
1995	0.9698	0.7503	1.2925

Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
Base	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	0.9960	1.4826	0.6718
1975/80	1.5555	1.5400	1.0100
1980/85	2.0543	1.8159	1.1313
1985/95	1.9922	1.3626	1.4621

Fonte: Dados da pesquisa.

acentuada elevação na produção nesse período, em torno de 56.17%, associada a um aumento de apenas 3.87% no uso de insumos.

No ano de 1985, o substancial crescimento de produção, 32.07%, foi acompanhado de aumento no uso de insumos, em 17.92%, o que resultou em crescimento da produtividade total de apenas 12.00%, em relação a 1980. Já no período 85/95, apesar de a produção ter permanecido constante, houve queda acentuada no nível de utilização de insumos, de 24.97%, o que fez com que o aumento de produtividade ficasse em 29.25%. Não obstante a instabilidade do comportamento da atividade agropecuária da região Sudeste, observou-se um crescimento, em todo o período estudado, de 46.21% e de 99.22% na produtividade e na produção, respectivamente.

3.1.2.5. Região Sul

A exemplo da região Sudeste, o desenvolvimento da agropecuária da região Sul se fez de forma bastante intensa, a partir da segunda metade da década de 60. O esgotamento da disponibilidade de terras para cultivo no Rio Grande do Sul, aliado à pressão sobre o mercado agroalimentar de uma demanda em expansão, e a intensificação do cultivo de produtos destinados à exportação forçaram a adoção de processos técnicos de produção, com vistas em aumentar não apenas a produtividade dos recursos já empregados, como também permitir a incorporação das extensas áreas de terras de alta fertilidade do norte do Paraná.

Já em 1975, pôde-se observar elevação substancial no nível de produção e de utilização de insumos, respectivamente, 46.89% e 84.06%. Nota-se, portanto, que o crescimento da produção foi acompanhado de um aumento mais que proporcional no uso de insumos, o que não significou elevação de produtividade, em relação a 1970. No período 80/85, o pequeno aumento da produção de 2.58%, combinado com a redução de 15.25% na utilização de insumos, explica a elevação de 21.06% no nível de produtividade total. Em 1985, em relação a 1980, o crescimento da produção foi proporcional ao aumento no uso de insumos; com

isto, a produtividade da agropecuária da região manteve-se constante nesse período. Finalmente, no período 85/95, a elevação de 22.37% no nível de produção e a queda de 18.63% no uso de insumos resultaram na significativa elevação da produtividade total dos fatores, com um índice de crescimento em torno de 1.50. Portanto, conforme Quadro 11, o crescimento de produtividade da agropecuária sulista, de forma mais significativa, ocorreu somente a partir de 1985, com elevação de 45.78%, em relação a 1970. Nos anos censitários anteriores a 1985, o importante aumento na produção se deu pelo incremento no uso de insumos, não decorrendo, portanto, de aumentos no nível de produtividade total. De fato, é exatamente nesse período que se dá a expansão acelerada do cultivo da soja. No Paraná, a expansão da área cultivada com o produto foi da ordem de 2.304 mil hectares, enquanto no Rio Grande do Sul foi de 3.566 mil hectares, no período de 1965 a 1980. Apesar de parte deste aumento ter sido decorrente do processo de substituição por outras culturas, isto significou a incorporação expressiva de novas áreas à exploração agrícola, na ordem de 132.19%, no Rio Grande do Sul, e de 65.33%, no Paraná, no período de 1965/80.

3.1.3. Avaliação do desempenho da produtividade agrícola no Sul e no Sudeste

A avaliação conjunta do comportamento da agricultura das regiões Sul e Sudeste mostra um importante ponto em comum: o início da década de 70 foi marcado pela intensificação do uso de insumos, com conseqüente aumento da produção. Essa intensificação na utilização de recursos proporcionou a mudança da base técnica de produção da agricultura dessas duas regiões, sem, no entanto, representar ganhos imediatos de produtividade.

Quadro 11 - Comportamento temporal da produtividade agrícola - Região Sul, 1970-1995

Índices Sequenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	1.4689	1.8406	0.7980
1980	1.0258	0.8475	1.2106
1985	1.1097	1.1059	1.0035
1995	1.2237	0.8137	1.5039

Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
Base	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	1.4689	1.8406	0.7980
1975/80	1.5068	1.5599	0.9660
1980/85	1.6721	1.7251	0.9693
1985/95	2.0462	1.4037	1.4578

Fonte: Dados da pesquisa.

Essa época é caracterizada pelo aumento no uso de insumos modernos, quais sejam, irrigação, sementes melhoradas, adubos, corretivos de solo, aumento da frota de máquinas, e pela incorporação de novas áreas de terras ao processo produtivo. Os acréscimos de produção simplesmente foram uma resposta ao maior uso de insumos, não afetando, de forma importante, os níveis de produtividade. Uma vez que a base técnica de produção tenha sido mudada e que os novos insumos tenham sido incorporados ao processo produtivo, é comum a ocorrência de variações no volume de produção em períodos subseqüentes, sem que haja alterações substantivas na utilização de insumos.

De fato, os índices obtidos mostram que essa trajetória foi comum às duas regiões. Foram observados, no período 70/75, aumentos na utilização de insumos, na ordem de 84.06%, para a região Sul, e de 48.26%, para a região Sudeste. Entretanto, o impacto nos índices de produtividade somente aconteceu a partir de 1980, no Sudeste, e de 1985, na região Sul, de tal forma que, ao final do período analisado, os índices de crescimento de produtividade totalizaram 1.4621 e 1.4578 para as duas regiões, respectivamente.

De acordo com RYFF (1988), podem-se citar pelo menos três fatores que funcionaram como indutores desse processo de modernização relativamente mais intenso das duas regiões: o primeiro relaciona-se com as condições institucionais, culturais e edafopedológicas mais favoráveis ao desencadeamento do processo de modernização. Comparativamente às demais regiões do País, o Sul e o Sudeste apresentaram condições mais adequadas, notadamente com relação à maior disponibilidade de terras férteis, ao contingente de mão-de-obra com maior aptidão para absorção e aplicação de inovações técnicas, à maior adequação das condições climáticas à agricultura e a características culturais que tornaram os agricultores mais “abertos” ao associativismo, e relativamente mais elevadas, com importantes reflexos no comportamento dos índices de produtividade.

O segundo refere-se à adequação da infra-estrutura da região, que, em última instância, estabelece as condições suplementares à viabilidade técnico-econômica da adoção de processos alternativos de produção. Pode-se citar a

superioridade das condições do sistema viário e de armazenagem como ponto fundamental para estabelecer a vantagem relativa das regiões Sul e Sudeste na aceleração do processo de modernização agrícola em face às demais regiões do País.

Finalmente, o terceiro diz respeito à existência de uma combinação de fatores socioeconômicos e financeiros nas duas regiões, capazes de permitir a intensificação do processo de capitalização do setor agropecuário. São citados, portanto, a capilaridade da rede bancária, a interação agricultura e indústria, a atuação do Estado e a ação de grupos de interesse capazes de forçar a formulação da política agrícola para estimular o processo de modernização agropecuária, como caracteres que compõem esse terceiro fator.

Há que considerar ainda que a instituição de incentivos fiscais e de crédito, a conjuntura econômica favorável e o desenvolvimento de um sistema de pesquisas, coerente com uma política tecnológica previamente definida, viabilizaram a adoção de processos de produção tecnicamente mais avançados pela agricultura das regiões Sul e Sudeste, a partir da segunda metade da década de 60. Todos esses fatores, em conjunto, contribuíram para que a agricultura dessas duas regiões apresentasse taxas de crescimento relativamente mais elevadas, com importantes reflexos no comportamento dos índices de produtividade total.

Deve-se ressaltar, ainda, que a expansão do cultivo da soja na região Sul e Sudeste, a partir do final dos anos 60, e da cana-de-açúcar, a partir da segunda metade da década de 70, principalmente no Estado de São Paulo, exerceu forte indução na expansão no uso de insumos modernos, já que são produtos cujos cultivos trazem em si um padrão tecnológico mais avançado, em relação aos produtos tradicionais deslocados por essas culturas.

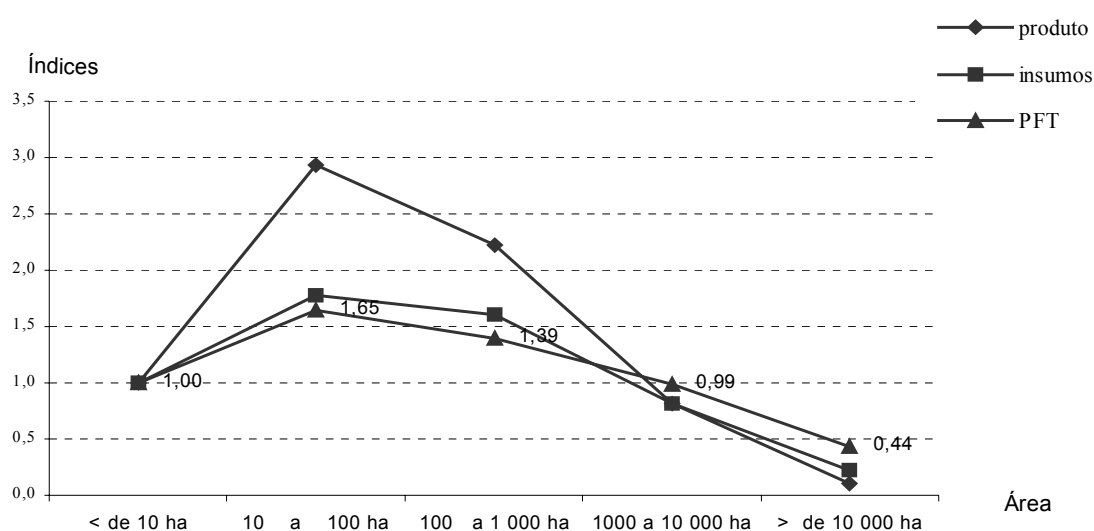
3.1.4. Comparação da produtividade agregada, por estrato de área

Os Quadros 12 a 17 apresentam os resultados da comparação de produtividade da agricultura brasileira, por estratos de área e intertemporal, obedecendo-se à estratificação utilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), na apresentação dos resultados dos Censos Agropecuários. Foram considerados, portanto, os seguintes estratos de área: propriedades com área menor que 10 hectares; com área de 10 a menos de 100 hectares; de 100 a menos de 1.000 hectares; de 1.000 a menos de 10.000 hectares; e com área superior a 10.000 hectares. No cálculo dos índices de produtividade por estrato de área tomou-se como base o estrato formado pelas propriedades com área menor que 10 hectares, enquanto os índices que estabelecem comparação intertemporal de cada um dos estratos foram calculados com base no ano de 1970.

Os índices de produtividade que estabelecem as diferenças de eficiência produtiva entre estratos de área estão dispostos no Quadro 12 e representados na Figura 4. Eles tornam evidentes os ganhos em economia de escala quando se considera o desempenho das propriedades com área maior que 10 e até 1.000 hectares. Com base nos índices obtidos, verifica-se que, nas propriedades com área menor que 10 hectares, os ganhos de produtividade das propriedades com área de 10 até 100 hectares ficaram em torno de 65.34% e, nas propriedades com área superior a 100 até 1.000 hectares, em 39.15%. Constata-se também que o aumento da área das propriedades, a partir de 1.000 hectares, está associado à obtenção de deseconomias de escala, principalmente naqueles estabelecimentos com área acima de 10.000 hectares, cujo índice calculado ficou em torno 0.4387. Quando se consideram as propriedades com área superior a 1.000 até 10.000 hectares, os níveis de produtividade situam-se pouco abaixo daquele alcançado pelos estabelecimentos com área até 10 hectares, cujo índice é de 0.9951.

Quadro 12 - Comparação da produtividade por tamanhos de propriedades, Brasil, 1970-1995

	Produto	Insumos	PTF
Menor que 10 ha	1.0000	1.0000	1.0000
10 a 100 ha	2.9406	1.7785	1.6534
100 a 1.000 ha	2.2205	1.5958	1.3915
1.000 a 10.000 ha	0.8102	0.8142	0.9951
Maior que 10.000 ha	0.0955	0.2177	0.4387



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 5 - Produtividade total dos fatores, por estrato de área, Brasil, 1970-1995.

Na análise dos índices de produção, verifica-se elevação substancial nos estratos de área de 10 a 100 hectares e de 100 a 1.000 hectares, em torno de 2.9406 e 2.2205, respectivamente. Nas propriedades de 1.000 a 10.000 hectares e de mais de 10.000 hectares, os índices de produção caem para 0.8102 e 0.0955, em relação às propriedades até 10 hectares.

No que diz respeito à utilização total de insumos, os índices calculados mostram que o estrato composto pelas propriedades de 10 a menos de 100 e de 100 a menos de 1.000 hectares utilizaram 77.85% e 59.58% mais insumos do que as propriedades até 10 hectares. No entanto, quando se consideram as propriedades de 1.000 a menos de 10.000 e de mais de 10.000 hectares, os índices caem para 0.8142 e 0.2177, respectivamente.

Deve-se ressaltar, nesse ponto, que as áreas de terras produtivas não utilizadas e as áreas de terras de lavoura em descanso não foram computadas no cálculo do índice de uso de insumos. A inclusão dessas áreas de terras no cálculo do nível de utilização de insumos poderia ter contribuído, de forma decisiva, para agravar a baixa produtividade dos estratos de áreas compostos pelas grandes propriedades.

Esses resultados confirmam, portanto, que, com referência aos dados dos censos agropecuários considerados neste estudo, os mais altos índices de produtividade total na agricultura foram obtidos nas propriedades maiores de 10 hectares e até 1.000 hectares. As pequenas propriedades com área inferior a 10 hectares se caracterizam, de forma geral, por baixos níveis de utilização de equipamentos e de infra-estrutura produtiva, talvez limitadas pela rigidez imposta pela pouca disponibilidade de terra em relação ao que seria uma combinação de insumos em proporção ótima. Nesse caso, ainda que os recursos possam estar sendo combinados com eficiência alocativa, comparativamente às propriedades de maior extensão, essa proporção de combinação não é a que proporciona máxima eficiência técnica.

Por outro lado, o aumento da área dos estabelecimentos cria condições para utilização de insumos em proporções capazes de melhorar a eficiência

técnica, o que permite, portanto, aumento relativo dos níveis de produtividade. Ficou caracterizado, neste estudo, que os dois estratos que compreendem os estabelecimentos com área de 10 a 100 e de 100 a 1.000 hectares são relativamente mais produtivos, quando comparados aos estabelecimentos com área abaixo de 10 e os com área acima de 1.000 hectares.

ALBUQUERQUE e NICOL (1987), ao utilizarem dados do IBGE, argumentaram que, no grupo de estabelecimentos com área de 10 até 100 hectares, predominam as propriedades familiares, enquanto nos estratos com área de 100 até 1.000 hectares incluem-se os estabelecimentos explorados comercialmente, razão por que se pode esperar maior eficiência no uso dos recursos produtivos.

3.1.5. Análise intertemporal da produtividade total dos fatores, por estrato de área

Nos Quadros 13 a 17, são apresentados índices de crescimento temporal da produtividade agrícola total de cada estrato de área. Os índices calculados mostram que, ao longo do período analisado e na perspectiva de uma comparação intertemporal, as taxas de crescimento dos níveis de produtividade foram relativamente mais elevadas, à medida que se elevou também o tamanho das propriedades.

Tomando-se o Quadro 13, no qual são mostrados os índices de crescimento de produtividade total das propriedades de 10 hectares, pode-se constatar que o crescimento da produção esteve sempre associado às elevações no uso de insumos, o que proporcionou um índice de crescimento de produtividade de apenas 1.0891, ao final do período 70/95, significando uma taxa de crescimento anual de apenas 0.36% ao ano. Com relação à produção, os resultados foram também pouco expressivos. Até 1985, esse estrato de área vinha acumulando um crescimento de produção de 28.16% em relação a 1970, entretanto, a queda de 10.82%, no período 85/95, proporcionou elevação, ao final

do 70/95, de apenas 14.30%. Apesar de ter ocorrido essa queda nos níveis de produção, ela foi acompanhada pela redução no uso de insumos, não comprometendo, portanto, os níveis de produtividade.

Quadro 13 - PTF em propriedades menores que 10 hectares, Brasil, 1970-1995

Índices Sequenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1970/75	1.0949	1.1312	0.9679
1975/80	1.0268	0.9510	1.0797
1980/85	1.1400	1.1605	0.9823
1985/95	0.8918	0.8406	1.0609
Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
BASE	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	1.0949	1.1312	0.9679
1975/80	1.1242	1.0758	1.0450
1980/85	1.2816	1.2484	1.0266
1985/95	1.1430	1.0495	1.0891

Fonte: Dados da pesquisa.

O estrato de área composto pelas propriedades de 10 a menos de 100 hectares apresentou um índice de 1.1921 no período 70/95, conforme mostrado no Quadro 14. Deve-se ressaltar que essa taxa de produtividade ocorreu integralmente no período 85/95, em decorrência da queda acentuada no índice, que mede o crescimento de utilização de insumos, cujo valor ficou em 0.8193, enquanto o índice de produção permaneceu praticamente constante em 0.9750. Deve-se ressaltar que, desde 1970, a produção nesse estrato de área vinha crescendo a uma taxa regular em torno de 18.82%, tendo-se reduzido a zero no período 85/95. Já a utilização de insumos cresceu 43.57% no período 70/75, elevou-se novamente para 12.04% em 1985, em relação a 1980, e caiu 18.07% no período 85/95. Ao final do período analisado, o índice de crescimento da produção ficou em 1.6353, enquanto o de utilização de insumos ficou na ordem de 1.3719, gerando um crescimento de produtividade total de 19.21%, no período 70/95.

A análise do desempenho do conjunto de propriedades que compõem o estrato de área de 100 a menos de 1.000 hectares mostra que o índice de crescimento de produtividade, no período 70/95, foi da ordem de 1.5603, conforme mostra o Quadro 15. Apesar de a maior taxa de crescimento da PTF ter ocorrido no último período 85/95, com 37.69%, as propriedades que compõem esse estrato vinham experimentado elevações nos índices que medem sua produtividade, desde 1975.

Após um declínio de 21.50% na produtividade, no período 75/80, devido, basicamente, ao aumento de 81.27% no uso de insumos, contra uma elevação de apenas 42.29% na produção, este conjunto de propriedades experimentou incrementos de produtividade na ordem de 26.83%, de 1975 a 1980; 13.82%, de 1980 a 1985; e de 37.69%, de 1985 a 1995. A produção nesse estrato de área também cresceu, sistematicamente, desde 1970, ficando em 42.29%; 32.39%; 36.17% e 7.81% nos períodos de 70/75; 75/80; 80/85; 85/95, respectivamente. Dessa forma, o índice de crescimento total da produção, ao final do período

Quadro 14 - PTF em propriedades de 10 a 100 hectares, Brasil, 1970-1995

Índices Seqüenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	1.1886	1.4357	0.8279
1980	1.1946	1.0410	1.1476
1985	1.1813	1.1204	1.0543
1995	0.9750	0.8193	1.1901
Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
Base	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	1.1886	1.4357	0.8279
1975/80	1.4199	1.4945	0.9501
1980/85	1.6773	1.6745	1.0017
1985/95	1.6353	1.3719	1.1921

Fonte: Dados da pesquisa.

Quadro 15 - PTF em propriedades de 100 a 1.000 hectares, Brasil, 1970-1995

Índices Seqüenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	1.4229	1.8127	0.7850
1980	1.3239	1.0438	1.2683
1985	1.3614	1.1961	1.1382
1995	1.0781	0.7830	1.3769

Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
Base	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	1.4229	1.8127	0.7850
1975/80	1.8838	1.8921	0.9956
1980/85	2.5646	2.2632	1.1332
1985/95	2.7648	1.7720	1.5603

Fonte: Dados da pesquisa.

analisado, foi de 2.7648, para um índice de elevação no nível de utilização de insumos na ordem de 1.7720.

O Quadro 16 mostra os índices de crescimento da produtividade das propriedades que compõem o estrato de 1.000 a menos de 10.000 hectares. Pode-se observar que o índice de crescimento de produtividade, no período de 1970 a 1995, ficou em 1.4134. Nesse mesmo período, a produção cresceu a uma taxa quinquenal média de 35.02%, enquanto o uso de insumos se manteve sempre variável, com índices de 1.7712, em 70/75; 0.9807, em 75/80; 1.4084, em 80/85; e 0.9602, em 85/95. Essa instabilidade no uso de insumos provocou variabilidade também nos índices de produtividade, tendo ficado em 0.7866, no período 70/75; 1.3774, em 75/80; 0.9520, em 80/85; e 1.3702, em 85/95. Ao final do período analisado, observou-se elevação total de 232.00% na produção e de 134.90% no uso de insumos. A exemplo do estrato anterior, o aumento significativo de 31.56% na produção, sem que tivesse havido elevação no uso de insumo, foi fator determinante para que as propriedades que compõem esse estrato tivessem aumento substantivo de produtividade, no período 85/95.

Finalmente, no Quadro 17, são apresentados os índices de produtividade, produção e uso de insumos para o estrato composto pelas propriedades maiores que 10.000 hectares. Pode-se observar que esse estrato experimentou, desde 1975, crescimento de produtividade de 44.03%, em 75/80; 9.54%, em 80/85; e 24.19%, no período 85/95. Portanto, considerando todo o período analisado, a PTF, nesse estrato de área, cresceu 60.58%. Esse crescimento significativo de produtividade deveu-se, principalmente, à elevada taxa de crescimento da produção nesse período, qual seja, 276.86%, contra uma variação no uso de insumos de apenas 134.58%. Deve-se ressaltar que, exceto no período 70/75, tanto a produção quanto o uso de insumos vêm crescendo a taxas significativas. A produção cresceu 115.69%, em 75/80; 54.41%, em 80/85; e 37.90%, enquanto o uso de insumos cresceu 49.76%, em 75/80; 40.96%, em 80/85; e 11.04%, em 85/95. Nesse caso, os índices de crescimento de produtividade, após 1975,

Quadro 16 - PTF em propriedades de 1.000 a 10.000 hectares, Brasil, 1970-1995

Índices Seqüenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	1.3933	1.7712	0.7866
1980	1.3509	0.9807	1.3774
1985	1.3408	1.4084	0.9520
1995	1.3156	0.9602	1.3702
Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
Base	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	1.3933	1.7712	0.7866
1975/80	1.8821	1.7370	1.0835
1980/85	2.5235	2.4464	1.0315
1985/95	3.3200	2.3490	1.4134

Fonte: Dados da pesquisa.

Quadro 17 - PTF em propriedades com mais de 10.000 hectares, Brasil, 1970-1995

Índices Sequenciais			
Observações	Produto	Insumos	PTF
1975	0.8206	1.0012	0.8196
1980	2.1569	1.4976	1.4403
1985	1.5441	1.4096	1.0954
1995	1.3790	1.1104	1.2419

Índices Cumulativos			
	Produto	Insumos	PTF
Base	1.0000	1.0000	1.0000
1970/75	0.8206	1.0012	0.8196
1975/80	1.7699	1.4994	1.1804
1980/85	2.7329	2.1135	1.2930
1985/95	3.7686	2.3468	1.6058

Fonte: Dados da pesquisa.

sempre se mantiveram acima da unidade, com 1.4403, em 75/80; 1.0954, em 80/85; e 1.2419, no período 85/95.

O estudo mostrou, portanto, que as taxas de crescimento intertemporal da produtividade agregada, nas propriedades com áreas menores que 100 hectares, ficaram abaixo da média nacional, na ordem de 37.62%, com 8.91% para o estrato com propriedades menores que 10 hectares; 19.21% para o estrato com propriedades de 10 a menos de 100 hectares; 56.03% para o estrato com propriedades de 100 a menos de 1.000 hectares; 41.34% para o estrato com propriedades de 1.000 a menos de 10.000 hectares; e 60.58% para o estrato com propriedades com área maior que 10.000 hectares.

Os resultados obtidos mostram ainda que os aumentos na utilização de insumos se fizeram acompanhar de elevações significativas no volume de produção, o que contribuiu, de forma decisiva, para que os estratos com as propriedades de maiores áreas apresentassem taxas de elevação de produtividade significativamente maiores.

Fica evidente o fato de as pequenas propriedades apresentarem, do ponto de vista estático, níveis mais elevados de produtividade em relação às grandes propriedades, enquanto as propriedades com áreas maiores apresentaram taxas de crescimento mais elevadas, do ponto de vista dinâmico. Apesar de esta constatação parecer contraditória, deve-se ter em mente que a estimativa dos índices de comparação interespacial é obtida pela média de produção total e uso total de insumos, durante todo o período considerado, enquanto a comparação intertemporal é feita com base no ano de 1970. Nesse caso, nada impede que o índice de comparação interespacial aponte, do ponto de vista estático, maior nível de produtividade nos estratos menores e, do ponto de vista dinâmico, maior taxa de crescimento temporal de produtividade nos estratos de maiores áreas, o que demonstra que a situação prevalecente no período-base, entre os vários estratos de área, é determinante do comportamento temporal do índice. Com efeito, a análise dos índices de produtividade total de fatores que estabelecem as diferenças de eficiência produtiva entre os estratos de área, calculados para os

anos censitários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995, apresentados no Apêndice, mostra que as propriedades que compõem os estratos com área de 1.000 a 10.000 hectares e maior que 10.000 hectares experimentaram, ao longo do tempo, melhoria significativa, quando comparadas com as propriedades que compõem os estratos de área menores. Entretanto, o melhor desempenho das grandes propriedades não foi suficiente para alterar o ordenamento que prevalecia no início do período analisado.

É bastante conhecido o favorecimento dado pela política de desenvolvimento rural no Brasil, após meados da década de 60, às grandes propriedades.

3.2. A função fronteira estocástica de produção e a eficiência técnica

Nesta segunda parte do estudo são mostrados os resultados obtidos das estimativas das funções de fronteira de produção, das estimativas de eficiência técnica por Estados, das estimativas das elasticidades produto dos insumos e dos retornos à escala.

Diferentemente da construção dos índices de Tornqvist-Fisher, nas estimativas de crescimento de produtividade física total, obtidas pela especificação de uma função estocástica de produção e pela utilização de dados de painel apropriados, não são necessárias pressuposições, *a priori*, sobre eficiência técnica dos agentes econômicos e tampouco sobre retornos constantes à escala, em adição, não é necessário dispor de informações sobre preços. Os índices de produtividade física total obtidos podem ser decompostos em dois componentes: o primeiro devido à mudança de eficiência técnica e o segundo devido à mudança técnica, ou seja, mudança da fronteira de produção.

Esta seção apresenta as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira estocástica de produção, definidos pela equação (38), obtidas do *software* Frontier - Versão 4.1, COELLI (1996), cujo procedimento envolve a obtenção, em primeiro passo, dos estimadores de mínimos quadrados.

Esses valores são estimativas não-viesadas dos coeficientes β_i , com exceção de β_0 , que é viesado por ser o valor esperado da média $\mu_{i t}$, diferente de zero. O passo seguinte requer a utilização dos valores β_i , com exceção de β_0 , obtidos na primeira fase por mínimos quadrados ordinários, para pesquisar o valor ótimo do parâmetro γ , que será usado, iterativamente, na terceira fase, como valor inicial no processo de maximização pelo método de Davidon-Fletcher-Powell, para obtenção das estimativas dos parâmetros finais de máxima-verossimilhança. Na segunda fase de estimação, os valores de β_0 e de σ^2 são ajustados de acordo com o método de Mínimos Quadrados Ordinários Corrigidos. Maiores detalhes sobre os procedimentos adotados pelo programa e pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários Corrigidos podem ser encontrados em COELLI (1995, 1996) e SENA (1999), respectivamente.

Segundo a orientação de COELLI (1996), quando decisões sobre adoção de pressuposições concernentes ao comportamento do termo de erro u_i precisam ser tomadas, é desejável a estimativa de modelos alternativos de funções estocásticas de fronteira. Portanto, neste estudo foram realizadas estimativas de seis modelos alternativos, com o objetivo de auxiliar o processo de decisão sobre a plausibilidade da adoção de hipóteses sobre a forma de distribuição do termo de erro associado à eficiência técnica. O primeiro refere-se a uma especificação translog sem introdução de variável tendência, tomando como referência a expressão (38). O segundo e o terceiro fazem referência à mesma especificação translog, acrescentando agora uma variável tendência para refletir o comportamento e a natureza do progresso técnico da agricultura no Brasil. Nesse caso, em um dos modelos estimados, a variável tempo foi introduzida sem permitir sua interação com outras variáveis associadas aos demais insumos produtivos. No outro, a função foi especificada para permitir a interação da variável tempo com outros regressores do modelo. Esse procedimento permite, portanto, o exame da plausibilidade da hipótese de existência de viés na mudança técnica da agricultura brasileira.

Na estimativa do quarto modelo foi utilizada uma função Cobb-Douglas como alternativa à forma funcional translog. O objetivo aqui foi avaliar a adequação dessa especificação à descrição do comportamento da produtividade agrícola no Brasil, tendo em vista que o uso de uma especificação translog, apesar de proporcionar maior flexibilidade à adoção de pressuposições relacionadas com as possibilidades de mudança técnica, de escala e de substituição, é feito às custas da estimativa de maior número de parâmetros. Nesse caso, as estimativas obtidas por especificações mais gerais, como a representada pela função translog, ao estimar desnecessariamente maior número de parâmetros, podem ser ineficientes. Todos os quatro modelos citados foram estimados pelo método de componentes de erro.

Finalmente, no quinto e no sexto modelo foram utilizadas as mesmas funções translog e Cobb-Douglas, respectivamente, sem a variável tempo, agora estimada pelo método de efeitos de ineficiência técnica. Conforme discutido, nesse método, o termo de erro associado à ineficiência técnica é obtido pelo truncamento da média, de forma a refletir a influência de outros fatores no seu comportamento. Neste estudo, pressupôs-se que o comportamento do termo de erro associado à ineficiência técnica obedeça a determinada tendência temporal; além disso, admitiu-se também que as diferenças regionais do comportamento de μ possam ser satisfatoriamente captadas pela introdução de variáveis *dummies* na expressão utilizada no truncamento da média. A escolha da melhor especificação deve ser feita com base na utilização do teste de razão de verossimilhança.

No Quadro 18 são apresentadas as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da função estocástica de produção, dos primeiros quatro modelos discutidos. Os valores entre parênteses, a seguir, de cada estimativa referem-se ao erro-padrão. A estatística t, obtida pela razão entre o coeficiente estimado e o seu correspondente erro-padrão, estabelece o nível de significância dos regressores. Os valores calculados mostram que nove coeficientes da primeira equação, que procura testar a hipótese de não-neutralidade da mudança técnica, de Hicks, são não-significativos, a 5% de probabilidade, sendo dois destes valores

significativos a, pelo menos, 10%. Com relação à segunda equação, que testa a neutralidade da mudança técnica, as estatísticas *t* calculadas mostraram que apenas três coeficientes estimados não são significativos a 5% de probabilidade, sendo um deles significativo a 10% de probabilidade. A terceira equação estimada, especificada com mudança técnica, de Hicks, e com a introdução de variáveis *dummies* para captar a diferença de produtividade devida a diferenças regionais, apresentou sete coeficientes não-significativos a 5% de probabilidade. A equação Cobb-Douglas estimada apresentou, por outro lado, todos os coeficientes significativos a 5% de probabilidade, com exceção do associado ao intercepto.

A presença de coeficientes não-significativos na estimativa das equações referentes ao modelo translog pode, presumivelmente, ser atribuída à existência de algum grau de multicolinearidade resultante da inclusão dos termos quadrados e de interação nas equações de regressão, o que pode ter contribuído para elevar os valores dos erros-padrão observados nas estimativas. Entretanto, considerações relativas apenas ao teste “*t*” podem, nesse caso, levar à omissão de variáveis importantes para o entendimento do problema em questão e resultar, portanto, em erro de especificação do modelo.

A razão de máxima verossimilhança, ao testar a significância estatística do grupo de regressores, pode, nessas circunstâncias, oferecer um critério de maior relevância à qualidade do ajustamento obtido (COELLI, 1996). Ela envolve o cálculo do parâmetro λ , na seguinte expressão:

$$\lambda = - 2 \{ \ln [L(H_0)/L(H_1)] \}, \quad (42)$$

em que $L(H_0)$ e $L(H_1)$ são valores máximos dos logaritmos da função de verossimilhança, sob hipótese nula e hipótese alternativa, respectivamente. A estatística λ tem, assintoticamente, distribuição qui-quadrada, com graus de liberdade igual ao número de restrições impostas, sob hipótese nula. Os valores do logaritmo de verossimilhança das funções restritas e não-restritas estão dispostos na penúltima linha do Quadro 18 e na terceira coluna do Quadro 19.

Quadro 18 - Estimativas de máxima verossimilhança dos modelos de fronteiras estocásticas de produção - método de componentes de erros, Brasil, 1970-1995

Coefficiente	Translog (mudança técnica não-neutra)	Translog (mudança técnica neutra)	Translog (mudança técnica neutra - com dummy)	Cobb-Douglas
Intercepto	-2.0628 (3.0405)	-1.861 (2.960)	-0.0381 (3.179)	-0.4158 (0.722)
ln (L)	2.7066 (0.3809)	2.731 (0.440)	2.3323 (0.3654)	0.2891 (0.0699)
ln (T)	-1.2924 (0.6510)	-1.429 (0.561)	-0.8852 (0.7038)	0.4095 (0.06359)
ln (K)	0.2077 (0.1951)	0.271 (0.152)	-0.01297 (0.1895)	0.2153 (0.0245)
ln (LT)	-0.0011 (0.0453)	0.00498 (0.0451)	0.0751 (0.0454)	
ln (LK)	-0.0272 (0.0223)	-0.0359 (0.0199)	-0.02003 (0.01876)	
ln (TK)	-0.0532 (0.0309)	-0.0618 (0.0208)	-0.0654 (0.0209)	
ln (L ²)	-0.0671 (0.0299)	-0.0647 (0.0298)	-0.09728 (0.0312)	
ln (T ²)	0.0994 (0.0469)	0.108 (0.0404)	0.06405 (0.04418)	
ln (K ²)	0.0228 (0.007)	0.0268 (0.00448)	0.02739 (0.00428)	
ln (LJ)	-0.0115 (0.0229)			
ln (TJ)	-0.00853 (0.02899)			
ln (KJ)	0.00848 (0.0115)			
ln (J)	-0.435 (0.239)	-0.510 (0.0939)	-0.2888 (0.09009)	
ln (J ²)	0.0699 (0.01399)	0.073 (0.0135)	0.05217 (0.01352)	
S ₁			-0.5695 (0.2392)	
S ₂			-0.9011 (0.2534)	
S ₃			-0.3174 (0.2230)	
S ₄			-0.1808 (0.2535)	
<i>Sigma-quadrado</i>	0.2808 (0.1468)	0.257 (0.1089)	0.09568 (0.02356)	0.3404 (0.1897)
<i>Gamma</i>	0.842 (0.0949)	0.827 (0.07725)	0.51587 (0.1283)	0.7342 (0.1465)
<i>Mu</i>	-0.972 (0.381)	-0.922 (0.3507)	restrito a zero	0.3094 (0.447)
<i>Eta</i>	0.1566 (0.0748)	0.1671 (0.0751)	restrito a zero	0.00075 (0.03364)
FLVerossimilhança	-4.80	-5.174	1.4366	-52.529
Teste LR	50.918	52.121	13.6729	48.0398

Fonte: Dados da pesquisa.

Quadro 19 - Testes de hipóteses acerca da adequação dos modelos estimados

Restrições	Modelo	Logaritmo da função de verossimilhança	Teste LR	χ^2	Decisão*
$\beta_{s1} = \beta_{s2} = \beta_{s3} = \beta_{s4} = 0$	Translog (mudança técnica neutra)	-5.17	13.21	9.49	Rejeita Ho
$\beta_{LJ} = \beta_{TJ} = \beta_{KJ} = \beta_{s1} = \beta_{s2} = \beta_{s3} = \beta_{s4} = 0$	Translog (mudança técnica não-neutra)	-4.80	12.48	14.1	Aceita Ho
$\beta_{LJ} = \beta_{TJ} = \beta_{KJ} = \beta_J = \beta_{J2} = \beta_{s1} = \beta_{s2} = \beta_{s3} = \beta_{s4} = 0$	Translog (sem mudança técnica)	-20.70	44.27	16.9	Rejeita Ho
$\beta_{LT} = \beta_{LK} = \beta_{TK} = \beta_{L2} = \beta_{T2} = \beta_{K2} = \beta_{LJ} = \beta_{TJ} = \beta_{KJ} = \beta_J = \beta_{J2} = \beta_{s1} = \beta_{s2} = \beta_{s3} = \beta_{s4} = 0$	Cobb-Douglas	-52.59	150.34	25.0	Rejeita Ho
$\gamma = 0$	Translog (MQO)	-5.40	50.92	7.81	Rejeita Ho

*Nível de significância adotado = 5%.

O primeiro teste considerado relaciona-se com a hipótese de inexistência de diferenças de produtividade devidas às especificidades de cada uma das regiões consideradas no estudo. As especificidades regionais não interferirão nos diferenciais interespaçiais de produtividade, se for razoável a rejeição da hipótese de que os β_{si} , com $i = 1, \dots, 4$, sejam iguais a zero. Pode-se observar, no Quadro 19, que a razão de verossimilhança, calculada pelo modelo que exclui as variáveis *dummies*, foi de 13,21 maior que o valor crítico de 9.49 da estatística da distribuição de χ_4^2 . Deve-se, portanto, rejeitar a hipótese de que as diferenças regionais não sejam relevantes na determinação dos níveis de produtividade de cada Estado.

O segundo teste considerado relaciona-se com a hipótese de não-neutralidade da mudança técnica, de Hicks. A mudança técnica será não-neutra quando os coeficientes, associados ao logaritmo das variáveis em interação com a variável tempo, forem não-nulos. Nesse caso, o teste deverá verificar se, estatisticamente, $\beta_{LJ} = \beta_{TJ} = \beta_{KJ} = \beta_{s1} = \beta_{s2} = \beta_{s3} = \beta_{s4} = 0$. Pode-se observar, no Quadro 19, que a razão de verossimilhança, calculada em relação ao modelo de não-neutralidade da mudança técnica, foi de 12.48, menor, portanto, do que 14.10, que representa o valor crítico da estatística da distribuição de χ_4^2 , a 5% de probabilidade. Portanto, a aceitação da hipótese nula implica que existem evidências de que a mudança técnica ocorrida na agricultura brasileira, de acordo com observações dos últimos cinco censos agropecuários estudados, tenha favorecido um fator de produção específico. Este modelo foi especificado sem a inclusão de variáveis *dummies*, representativas da influência de diferenças regionais na produtividade agrícola.

Procura-se também testar a hipótese de inexistência de mudança técnica no setor agrícola no Brasil, ao longo do período analisado. Nesse caso, o teste é conduzido para verificar a nulidade dos coeficientes associados à variável tempo, portanto: $\beta_{LJ} = \beta_{TJ} = \beta_{KJ} = \beta_J = \beta_{J2} = \beta_{s1} = \beta_{s2} = \beta_{s3} = \beta_{s4} = 0$. O resultado do teste mostra que o valor calculado da razão de verossimilhança em 44.27 é maior do que 16.9, relacionado com o valor crítico da estatística da distribuição de χ_6^2 ,

a 5% de probabilidade, resultando na rejeição da hipótese nula de inexistência de mudança técnica na agricultura brasileira, no período estudado.

Finalmente, foi feito também um teste para verificar a plausibilidade da utilização da especificação Cobb-Douglas na análise do problema em evidência. A verificação da hipótese envolve o teste de que os parâmetros $\beta_{LT} = \beta_{LK} = \beta_{TK} = \beta_{L2} = \beta_{T2} = \beta_{K2} = \beta_{LJ} = \beta_{TJ} = \beta_{KJ} = \beta_J = \beta_{J2} = \beta_{s1} = \beta_{s2} = \beta_{s3} = \beta_{s4}$ sejam iguais a zero. O valor da razão de verossimilhança calculado ficou na ordem de 150.34, que, comparado ao valor crítico da estatística de distribuição χ_{15}^2 , a 5% de significância, de 25.0, leva à conclusão de que hipótese nula deve ser rejeitada e, portanto, a especificação Cobb-Douglas é rejeitada a favor da especificação translog, que está sendo usada no processo de comparação.

Enfim, os testes de razão de verossimilhança mostraram que, apesar da existência de alguns coeficientes não-significativos, o modelo translog, sem pressuposição de neutralidade da mudança técnica, é mais adequado do que os demais que foram estimados neste estudo, razão pela qual será utilizado na análise a ser conduzida nas seções que seguem. Este modelo está representado na primeira coluna do Quadro 18. A análise subsequente beneficiar-se-á também de um modelo translog com mudança técnica não-neutra e com utilização de variáveis *dummies* nas diferentes regiões do Brasil, agora estimado pelo método de efeitos de ineficiência técnica. Esta é uma tentativa de captar as diferenças de eficiência técnica que é devida às especificidades regionais, entretanto, diversamente do modelo estimado pelo método de componentes de erros, este outro método utiliza as variáveis *dummies* para captar os efeitos *firm-specific* sobre a média de u_{it} , relacionado com a ineficiência.

3.3. Análise dos efeitos de ineficiência técnica

Uma vez escolhida a especificação translog com não-neutralidade de mudança técnica, torna-se agora necessária a realização de testes de significância estatística do parâmetro γ , relacionado com a parametrização da variância dos

termos de erros: o estocástico e o associado à ineficiência técnica. Este parâmetro é utilizado na expressão da equação de verossimilhança.

Conforme salientado anteriormente, o parâmetro gamma γ indica o grau em que a variação residual é devida à ineficiência técnica ou a outros fatores aleatórios. Nesse caso, valores de gamma γ , próximos de 1, significam que o resíduo é devido à ineficiência técnica, caso contrário, quando o parâmetro gamma γ está próximo de zero, a variação residual pode ser atribuída a efeitos randômicos.

A estatística t calculada mostra que esse parâmetro é significativo a, pelo menos, 1% de probabilidade no modelo translog estimado. Por outro lado, a razão de verossimilhança calculada foi na ordem de 50.92, substancialmente maior do que o valor crítico de 7.82 da estatística de distribuição χ_3^2 , a 5% de probabilidade. Nesse caso, deve-se rejeitar a hipótese de que o parâmetro gamma γ seja nulo, e a existência de erro, devido à ineficiência técnica, torne as estimativas de máxima verossimilhança superiores às estimativas de mínimos quadrados ordinários obtidas na primeira fase do processo de estimação. Conclui-se, portanto, que a equação restrita é mais adequada à análise do problema em questão e o termo de erro, associado à ineficiência técnica, não deve ser removido da equação (36).

Finalmente, o valor calculado da estatística t, do parâmetro η , mostrou-se significativo a, pelo menos, 5% de probabilidade. Esse parâmetro mostra a direção e a intensidade da mudança técnica nos modelos de ineficiência técnica tempo-variante, ou seja, no caso extremo em que a técnica tenha permanecido constante ao longo do tempo, o parâmetro η deverá ser estatisticamente igual a zero. O Quadro 17 apresenta também o parâmetro μ , referente à média do erro associado à ineficiência técnica, também significativo a, pelo menos, 5% de probabilidade, de acordo com o valor da estatística t calculada. A rejeição da hipótese nula, de que a média μ seja estatisticamente diferente de zero, permite

afirmar a adequação do modelo ineficiência tempo-variante ao modelo mais geral de distribuição meio-normal, na estimação da fronteira estocástica de produção.

3.4. Elasticidades de produção e retornos à escala

A análise das hipóteses da estrutura do modelo a ser utilizado neste estudo apontou a especificação translog, com a pressuposição de não-neutralidade de mudança técnica, de Hicks, como a mais adequada dentre os modelos estimados para o estudo do comportamento da produtividade da agricultura no Brasil, entre os períodos censitários de 1970 e 1995/96. As estimativas dos parâmetros dessa equação estão apresentadas na terceira coluna do Quadro 18. O Quadro 20 apresenta os coeficientes de elasticidade de produção das quatro variáveis que representam os insumos utilizados no processo de produção agrícola no Brasil. Apresenta, ainda, o coeficiente de retorno à escala e o percentual de variação na produção, que é devida à mudança técnica. Todos esses valores foram obtidos da média simples observada para cada uma das variáveis incluídas no cálculo. Os valores entre parênteses, abaixo de cada estimativa, referem-se ao desvio-padrão da estimativa.

Quadro 20 - Estimativas de elasticidade de produção, retorno à escala e mudança técnica, Brasil, 1970-1995

Elasticidade relativa a			Retornos à escala	Mudança técnica
Trabalho	Terra	Capital		
0.253 (0.300)	0.280 (0.176)	0.261 (0.114)	0.7933 (0.229)	0,1763

Fonte: Dados da pesquisa.

Todos os coeficientes de elasticidades de produção apresentaram sinais esperados, cabendo destacar que os valores encontrados, para ambos os insumos, ficaram relativamente próximos, em torno de 0.25, para o trabalho, e 0.28 e 0.26, respectivamente, para os insumos terra e capital. Portanto, a elevação de 10% no nível de utilização do insumo trabalho é capaz de elevar a produção agrícola brasileira em 2,5%, em termos agregados. A mesma análise vale para os demais insumos.

O coeficiente que mede a elasticidade de escala ficou na ordem de 0.79. Existem, portanto, de acordo com este estudo, evidências que o setor agropecuário brasileiro apresenta retornos decrescentes à escala, e uma expansão simultânea nos recursos utilizados na agricultura brasileira, na mesma proporção, deverá resultar em crescimento menos que proporcional na quantidade produzida.

A estimativa final, listada no Quadro 20, relaciona-se com a variação na quantidade produzida, que foi devida apenas à mudança na técnica de produção. O valor encontrado foi na ordem de 17.63%, o que resulta em taxa de crescimento, no período estudado, de 0.7052% ao ano. Esse valor indica que um estado hipotético, em média, pode produzir 17.63% a mais em 1995/96, do que se produzia em 1970, com a utilização da mesma quantidade de insumos.

Como mostrado anteriormente, o índice de Tornqvist-Theil, de crescimento anual da produtividade física agregada, apresentado no Quadro 2 deste estudo, ficou em torno de 1.3762. Essa diferença não representa, entretanto, discrepância entre os valores encontrados, tendo em vista que, no cálculo desse índice, são consideradas as três fontes de variações normalmente presentes nas mudanças de produtividade, quais sejam, variação na escala de produção, mudança da técnica de produção e mudança na eficiência produtiva.

3.5. Análise da eficiência técnica

O valor do parâmetro gamma γ , estimado em 0.842, torna evidente que proporção significativa do termo de erro pode ser explicada pela ineficiência

técnica. O valor da estatística “t”, maior que 1.96, mostra que esse parâmetro é significativo a, pelo menos, 5%. O teste de razão de verossimilhança, tomando como hipótese nula $\gamma = 0$, calculado em 50.92, é substancialmente superior a 7.81, que é o valor crítico da distribuição de χ_3^2 , a 5% de significância. Isto demonstra que as estimativas de máxima verossimilhança são mais adequadas à análise do problema em questão, do que as estimativas obtidas pelo método de mínimos quadrados ordinários, na primeira fase do processo de estimação.

A eficiência técnica de cada um dos Estados, para cada ano censitário que compõe a base de dados usados no estudo, pode ser adequadamente obtida a partir do modelo estimado. A expressão que define o valor da eficiência técnica da produção, do $i^{\text{ésimo}}$ Estado e do $t^{\text{ésimo}}$ ano censitário, é dada por $TE_{it} = \exp(-u_{it})$. Desde de que o valor da ineficiência técnica u_{it} não seja observável, mas apenas a diferença $e_{it} = v_{it} - u_{it}$, JONDROW et al. (1982) demonstraram que o melhor estimador de u_{it} é dado pela expectativa condicional de $\exp(-u_{it})$, dado o valor de $v_{it} - u_{it}$.

Neste estudo foi utilizada a equação (32), considerada, por BATTESE e COELLI (1988), como melhor estimador de u_{it} :

$$E[\exp(u_{it}/v_{it} - u_{it})] = \frac{1 - \Phi(\sigma_A + \gamma e_{it} / \sigma_A)}{1 - \Phi(\gamma e_{it} / \sigma_A)} \exp(\gamma e_{it} + \sigma_A^2/2), \quad (43)$$

em que $\sigma_A = \sqrt{\gamma(1-\gamma)\sigma_s^2}$, $e_{it} = \ln(Q_{it}) - x_{it}\beta$ e $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição de uma variável aleatória normal, padrão.

As estimativas de máxima verossimilhança de β , σ_s^2 e γ são obtidas pela função de log-verossimilhança e estão dispostas no Quadro 18. Desde que o termo u_{it} seja uma variável aleatória não-negativa, as estimativas da eficiência técnica irão sempre variar no intervalo entre zero e um, sendo que o valor um indica plena eficiência técnica.

Quadro 21 - Sumário estatístico das variáveis usadas na estimação do modelo de fronteira estocástica de produção agrícola - Brasil, 1970-1995

Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão	Variância	Valor mínimo	Valor máximo
Q	125	14.438	1.9545	3.8200	10.023	17.626
L	125	12.674	1.5296	2.3397	8.6487	15.000
T	125	15.044	1.5040	2.2620	11.513	17.683
K	125	25845	3.9627	15.703	16.816	33.479
LT	125	192.48	38.304	1 467.2	101.37	253.35
LK	125	332.14	80.898	6544.4	146.60	467.40
TK	125	393.64	93.411	8725.6	206.36	558.10
L ²	125	162.96	36.165	1 307.9	74.801	225.01
T ²	125	228.76	44.436	1 974.6	132.54	312.70
K ²	125	683.54	204.14	41672.0	282.79	1120.9
KJ	125	78.986	41.085	1688.0	16.816	162.66
LJ	125	38.179	18.815	354.02	8.6487	72.365
TJ	125	45.309	22.205	493.07	11.513	88.417
J	125	3.0000	1.4199	2.0161	1.0000	5.0000
JJ	125	11.0000	8.6835	75.403	1.0000	25.000

Fonte: Cálculos efetuados a partir dos Censos Agropecuários de 1970 a 1995/96 .

Os valores calculados pelo modelo translog, com eficiência técnica não-neutra, e estimados pelo método de componentes de erros são apresentados no Quadro 22. A amplitude de variação dos valores foi de 27.30%, para o Rio Grande do Norte, em 1970, a 95.79%, para o Rio Grande do Sul, em 1995. Os valores médios de eficiência técnica para os anos censitários de 1970 a 1995, em seqüência, foram de 76.28%; 78.91%; 81.33%; 83.54%; 85.54%, o que resulta em uma eficiência técnica média de 81.12%. Isto sugere que, em média, os vários Estados considerados produziram 81.12% da produção que poderia ser conseguida com o mesmo conjunto de insumos por um Estado que operasse com eficiência plena.

Quadro 22 - Eficiência técnica da agropecuária brasileira, por Estado - método de componentes de erros: modelo translog, 1970-1995

Estado	1970	1975	1980	1985	1995	Média
Rondônia	0.8856	0.9009	0.9144	0.9261	0.9363	0,9127
Acre	0.8865	0.9017	0.9150	0.9267	0.9368	0,9133
Amazonas	0.8809	0.8968	0.9108	0.9229	0.9336	0,9090
Roraima	0.8832	0.8988	0.9125	0.9245	0.9349	0,9108
Pará	0.8288	0.8511	0.8708	0.8881	0.9033	0,8684
Amapá	0.8579	0.8767	0.8932	0.9076	0.9203	0,8911
Maranhão	0.8915	0.9061	0.9189	0.9300	0.9397	0,9172
Piauí	0.8053	0.8304	0.8526	0.8722	0.8894	0,8500
Ceará	0.6228	0.6664	0.7063	0.7425	0.7750	0,7026
Rio G. do Norte	0.2730	0.3296	0.3869	0.4438	0.4990	0,3865
Paraíba	0.4504	0.5052	0.5573	0.6063	0.6517	0,5542
Pernambuco	0.6586	0.6991	0.7358	0.7689	0.7984	0,7322
Alagoas	0.2934	0.3502	0.4074	0.4638	0.5182	0,4066
Sergipe	0.5909	0.6371	0.6797	0.7185	0.7534	0,6759
Bahia	0.8115	0.8359	0.8574	0.8764	0.8931	0,8549
Minas Gerais	0.8698	0.8871	0.9023	0.9156	0.9272	0,9004
Espírito Santo	0.8941	0.9084	0.9208	0.9317	0.9412	0,9192
Rio de Janeiro	0.4882	0.5412	0.5911	0.6376	0.6804	0,5877
São Paulo	0.8859	0.9012	0.9146	0.9263	0.9364	0,9129
Paraná	0.8878	0.9029	0.9161	0.9276	0.9376	0,9144
Santa Catarina	0.9180	0.9292	0.9389	0.9474	0.9547	0,9376
Rio G. do Sul	0.9235	0.9340	0.9431	0.9510	0.9579	0,9419
Goiás	0.8724	0.8894	0.9043	0.9173	0.9287	0,9024
Distrito Federal	0.8269	0.8494	0.8693	0.8868	0.9021	0,8669
Mato Grosso	0.8834	0.8990	0.9127	0.9246	0.9350	0,9109
Média	0.7628	0.7891	0.8133	0.8354	0.8554	0,8112

Fonte: Dados da pesquisa.

De forma geral, os valores de eficiência técnica, obtidos pela estimativa da fronteira estocástica de produção, confirmam os resultados já obtidos da estimativa dos índices de Tornqvist-Theil, no que diz respeito à performance em termos de produtividade das grandes regiões do Brasil. Os números mostram que, de forma geral, todos os Estados que compõem a região Sul apresentaram o mais alto nível de eficiência técnica, em termos médios, 93,13%. Já na região Sudeste, com exceção do Rio de Janeiro, todos os Estados apresentaram níveis de eficiência superiores a 90,00%.

Em seguida, estão as regiões Centro-Oeste e Norte, com, praticamente, o mesmo nível de eficiência média. O notável desempenho da região Norte pode ser devido ao fato de que, por serem os Estados de Rondônia e Acre regiões de fronteira agrícola, espera-se que a alta fertilidade natural das terras de primeira exploração tenha reflexos positivos nos níveis de eficiência técnica da atividade na região.

Por último, vêm os Estados do Nordeste, cujo nível de eficiência técnica média era em torno de 67.56%. Nessa região, apenas os Estados do Maranhão, da Bahia e do Piauí apresentaram níveis de eficiência técnica acima da média nacional. Esse número indica que o Nordeste é capaz de produzir apenas 72.54% do que produziria a região Sul, com o mesmo conjunto de insumos.

Vale ressaltar que esse valor da eficiência técnica média está próximo ao encontrado por AJIBEFUN et al. (1998), que, em estudo sobre eficiência técnica de produtores agrícolas na Nigéria, para o ano de 1993/94, encontraram em torno de 0.820, com utilização de função estocástica de produção. Em outro estudo, BATTESE e BROCA (1998) encontraram um nível de eficiência técnica média na ordem de 91.00%, para produtores de algodão no distrito do Punjab, no Paquistão, ao utilizarem funções de fronteira estocástica de produção.

SEYOUM et al. (1998) encontraram valores de 79.40% e 93.70% nos níveis de eficiência técnica média dos produtores de milho da Etiópia, assistidos e não-assistidos, respectivamente, pelo projeto Sasakawa-Global 2000. Esse estudo

foi conduzido com a especificação de uma função de fronteira estocástica de produção estimada pelo método de efeitos de ineficiência técnica.

Num estudo conduzido com o objetivo de analisar os padrões e os determinantes do comportamento da eficiência técnica do setor industrial das unidades federativas brasileiras, SAHELI e MACEDO (1998) encontraram índices de eficiência técnica que variaram de 1.99%, para Roraima, a 100.00%, para São Paulo, considerado o Estado fronteira de eficiência técnica.

3.6. Estimativas de fronteiras estocásticas de produção pelo método de efeitos de ineficiência técnica

Nesta seção são apresentadas as estimativas de dois modelos de fronteira estocástica de produção conduzidas pelo método de efeitos de ineficiência. O primeiro utiliza uma função translog sem restrição à neutralidade do progresso técnico e variáveis *dummies* para captar influências de especificidades regionais nos diferenciais de produtividade. Nesse caso, as variáveis *dummies* são utilizadas na determinação da média do termo de erro u_{it} , associado à ineficiência técnica. Admite-se, como salientado anteriormente, que u_{it} seja independentemente distribuído e obtido pelo truncamento, em zero, de uma distribuição normal, com média X_i e variância σ_u^2 :

$$X_i = \delta_0 + \delta_1 S_{1t} + \delta_2 S_{2t} + \delta_3 S_{3t} + \delta_4 S_{4t}, \quad (44)$$

em que S_{it} representa variáveis *dummies* para cada uma das cinco diferentes regiões brasileiras; e δ_i representa parâmetros desconhecidos a serem estimados.

A segunda função utiliza uma função Cobb-Douglas com a inclusão também de variáveis *dummies* para especificar a média da distribuição do termo de erro associado à ineficiência técnica. Da mesma forma que no primeiro modelo, aqui também o termo de erro é independentemente distribuído e obtido pelo truncamento, em zero, de uma distribuição normal, com média m_i e variância σ_u^2 :

$$m_i = \delta_0 + \delta_1 S_{1t} + \delta_2 S_{2t} + \delta_3 S_{3t} + \delta_4 S_{4t}, \quad (45)$$

em que S_{it} representa variáveis *dummies* para cada uma das cinco diferentes regiões brasileiras; e δ_i representa um vetor de parâmetros desconhecidos a serem estimados.

As estimativas dos parâmetros dos dois modelos estão dispostas no Quadro 23. O primeiro modelo estimado apresentou cinco coeficientes não-significativos a 5% de probabilidade. Entretanto, o teste de razão de verossimilhança, que mede a adequação das estimativas de verossimilhança em relação ao modelo sem restrição, estimado por mínimos quadrados ordinários, apresentou valor de 46.13, bastante superior a 12.6, que representa o limite crítico da distribuição χ_6^2 , a 5% de probabilidade. A estimativa do parâmetro *gamma*, também significativa a, pelo menos, 5% de probabilidade, ficou em torno de 0.6326.

O segundo modelo apresentou estimativas de todos os parâmetros, significativas a, pelo menos, 5% de probabilidade, inclusive os coeficientes δ_i , que representam as diferenças de ineficiência em razão das especificidades regionais. O teste de razão de verossimilhança apresentou valor de 58.83. Dado que o valor crítico da distribuição de χ_6^2 , a 1% de probabilidade, é de 16.8, então a hipótese nula de que as estimativas de mínimos quadrados ordinários sejam mais adequadas do que as estimativas de verossimilhança, para a análise do problema em questão, deve ser rejeitada. Portanto, isso implica que, estatisticamente, as estimativas dos parâmetros $\gamma, \delta_0, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ sejam diferentes de zero.

Quadro 23 - Estimativas de máxima verossimilhança dos modelos de fronteiras estocásticas de produção - método de efeitos de ineficiência técnica, Brasil, 1970-1995

Variáveis	Translog	Cobb-Douglas
Intercepto	3.0465 (1.9337)	-1.4098 (0.3877)
ln (L)	2.1260 (0.3274)	0.4981 (0.0440)
ln (T)	-1.8395 (0.6895)	0.3507 (0.0413)
ln (K)	0.3555 (0.2603)	0.1846 (0.0190)
ln (LT)	0.0647 (0.0513)	
ln (LK)	-0.0517 (0.0226)	
ln (TK)	-0.0681 (0.0282)	
ln (L ²)	-0.0554 (0.0399)	
ln (T ²)	0.1068 (0.5091)	
ln (K ²)	0.0291 (0.0065)	
ln (LJ)	0.0026 (0.0303)	
ln (TJ)	-0.0087 (0.0291)	
ln (KJ)	0.0022 (0.0116)	
ln (J)	-0.3086 (0.2987)	
ln (JJ)	0.0577 (0.0191)	
δ_0	0.2253 (0.1926)	-0.7707 (0.3563)
δ_1	0.5255 (0.1510)	1.1231 (0.4205)
δ_2	-0.0203 (0.2222)	1.7597 (0.4112)
δ_3	-0.2118 (0.6000)	0.8768 (0.4003)
δ_4	-0.0485 (0.4492)	-1.5310 (0.7837)
Sigma-quadrado	0.0839 (0.2025)	0.1588 (0.0304)
Gamma	0.6326 (0.1592)	0.4934 (0.0965)
F Log verossimilhança	-7.1963	- 47.19
Teste LR	46.13	58.84

Fonte: Dados da pesquisa.

Não obstante o bom ajustamento de ambas as equações, quando comparadas pelo teste de razão de verossimilhança, verifica-se que nenhuma das duas especificações ajustadas pelo método de efeitos de ineficiência técnica se apresentou mais adequada à análise da eficiência técnica da agricultura brasileira, do que o modelo translog com tecnologia não-neutra, estimado pelo método de componentes de erro. Ambas apresentaram testes de razão de verossimilhança de 28.07 e 108.06 para valores críticos de distribuição, de χ_6^2 , de 12.6, a 5% de probabilidade, para os modelos translog e Cobb-Douglas, respectivamente. Entretanto, decidiu-se apresentar ambos os modelos para reafirmar a importância das especificidades regionais na diferenciação dos níveis de ineficiência técnica entre os Estados brasileiros. Nesse sentido, na análise dos valores e dos sinais dos coeficientes δ_i , constatou-se que, quando comparada à região Norte, a região Nordeste apresentou índice de ineficiência média de 0.751. Na região Sudeste, o índice encontrado mostrou aumento de 0.0253, enquanto nas regiões Sul e Centro-Oeste houve diminuição de 2.11 e 0.485, respectivamente. Entretanto, essas conclusões devem ser tiradas com cautela, porque os coeficientes das regiões Sudeste e Centro-Oeste não se mostraram assintoticamente diferentes de zero, o que implica, portanto, ausência de diferença de ineficiência técnica significativa entre as regiões comparadas.

No modelo Cobb-Douglas, todos os coeficientes δ_i foram significativos a, pelo menos, 5% de probabilidade. A região Centro-Oeste foi tomada como referência e pode-se observar, no Quadro 23, que, a partir do deslocamento para as regiões Norte, Nordeste e Sudeste, o nível de ineficiência aumenta 0.112, 1.760, 0.877, respectivamente. Com relação à região Sul, a ineficiência diminuiu em 1.531, o que significa, portanto, que o nível de eficiência aumenta na região Sul, tomando o Centro-Oeste como base.

O Quadro 24 mostra os resultados dos cálculos de eficiência técnica obtidos a partir da função translog, estimada pelo método de efeitos de ineficiência técnica. Em termos médios, a eficiência técnica da agricultura brasileira, calculada pelo método de efeitos de ineficiência, ficou na ordem de

0.6901, o que indica que, na média, o setor agropecuário brasileiro consegue gerar, com a mesma quantidade de insumos, apenas 69.01% da produção que seria conseguida se a máxima eficiência técnica fosse alcançada. Pode-se observar que, com um índice médio de 0.9737 de eficiência técnica, o Sul se apresenta como a região de mais alta eficiência, quando comparada às demais regiões do Brasil. Em termos médios, o índice de eficiência da região Sudeste é comprometido pelo baixo desempenho do Estado do Rio de Janeiro, que se apresenta abaixo da média nacional. Em adição, os cálculos mostram, também, declínio do nível de eficiência do Estado de São Paulo, que passa de 0.9361, em 1970, para 0.7672, em 1995/96. De acordo com os cálculos resultantes da aplicação desse método, a região Sudeste apresenta um nível de eficiência média praticamente idêntica à apresentada pela região Centro-Oeste.

Quadro 24 - Estimativas de eficiência técnica da agropecuária brasileira, por Estado - método de efeitos de ineficiência técnica, Brasil, 1970-1995

Estados/Períodos	1970	1975	1980	1985	1995	Média
Rondônia	0.8064	0.7710	0.7224	0.8884	0.7566	0,7890
Acre	0.8868	0.8118	0.6924	0.6600	0.7739	0,7650
Amazonas	0.8268	0.8570	0.6813	0.7381	0.8043	0,7815
Roraima	0.9007	0.6016	0.8264	0.8455	0.7151	0,7778
Pará	0.6961	0.7522	0.6899	0.8244	0.6314	0,7188
Amapá	0.8069	0.8732	0.8017	0.6276	0.6050	0,7429
Maranhão	0.5122	0.5394	0.5479	0.4895	0.4742	0,5126
Piauí	0.4450	0.5584	0.5175	0.5233	0.5481	0,5184
Ceará	0.3668	0.5917	0.4516	0.5195	0.5916	0,5042
Rio Grande do Norte	0.2715	0.3884	0.2757	0.4673	0.4084	0,3622
Paraíba	0.3617	0.4531	0.4930	0.5280	0.4451	0,4562
Pernambuco	0.4903	0.5577	0.5652	0.6115	0.5805	0,5610
Alagoas	0.4198	0.3891	0.3744	0.3587	0.4812	0,4046
Sergipe	0.5176	0.5439	0.5418	0.5780	0.5142	0,5391
Bahia	0.5377	0.5066	0.5226	0.5070	0.4428	0,5033
Minas Gerais	0.6244	0.6351	0.7568	0.8443	0.8212	0,7364
Espírito Santo	0.8511	0.7319	0.8630	0.8696	0.8905	0,8412
Rio de Janeiro	0.5833	0.6801	0.7142	0.6692	0.6939	0,6681
São Paulo	0.9361	0.7034	0.8538	0.8099	0.7672	0,8141
Paraná	0.9738	0.9776	0.9701	0.9671	0.9666	0,9710
Santa Catarina	0.9755	0.9788	0.9725	0.9711	0.9773	0,9750
Rio Grande do Sul	0.9761	0.9715	0.9741	0.9735	0.9725	0,9735
Goiás	0.7248	0.6960	0.7834	0.7879	0.8726	0,7729
Distrito Federal	0.6236	0.7889	0.7610	0.8165	0.9153	0,7811
Mato Grosso	0.6447	0.9085	0.9188	0.6545	0.7787	0,7810
Eficiência média	0.6704	0.6907	0.6909	0.7012	0.6971	0.6901

Fonte: Dados da pesquisa.

4. RESUMO E CONCLUSÕES

O nível de produtividade dos recursos utilizados na produção é fator determinante da contribuição que a agricultura pode dar ao processo de desenvolvimento do País, tornando, portanto, relevantes os esforços despendidos com vistas em melhorar o conhecimento do padrão e os fatores que condicionam o seu comportamento.

A maioria dos estudos que visaram gerar medidas de produtividade de recursos usados na atividade agrícola no Brasil utilizou a construção de índices de produtividade parcial, com base nos quais foram tiradas conclusões acerca do padrão de eficiência com que foram usados. No entanto, apesar da contribuição potencial que esses estudos dão ao entendimento do comportamento da produtividade dos recursos na agricultura, essas abordagens podem gerar conclusões inexatas, uma vez que medidas de produtividade parciais podem indicar direção diferente daquela que seria obtida quando se usam indicadores de produtividade total.

Este estudo objetivou tornar possível a análise da produtividade física agregada da agricultura brasileira mediante construção de índices de produtividade física agregada, tomando como referência o tempo, as regiões e as propriedades por estratos de área. Essa conduta tornou possível, nessa fase da

pesquisa, estabelecer comparações apropriadas dos níveis de produtividade intertemporal, interespacial e por tamanhos das propriedades agrícolas. O fundamento básico dessas comparações está centrado na hipótese principal que orientou o desenvolvimento deste trabalho, qual seja, o processo de modernização da agricultura brasileira a partir da segunda metade da década de 60, que gerou mudanças significativas na relação produto-insumos no decorrer das últimas décadas, as quais afetaram, de forma desigual, o padrão de crescimento do nível de produtividade entre regiões e entre tamanhos de propriedade. A construção desses índices permite somente a mensuração dos diferentes níveis de produtividade dos recursos, e a identificação dos fatores que determinam essas diferenças requer a utilização de análise estrutural pela estimação de função que descreva, adequadamente, o padrão tecnológico da produção da agricultura brasileira.

A metodologia utilizada envolveu a geração de índices de produtividade física agregada de fatores com base na fórmula de Tornqvist-Theil, a qual tem sido preferida na maioria dos estudos que visam à mensuração de produtividade.

Na segunda fase da pesquisa foram estimadas funções estocásticas de fronteira de produção, com o objetivo específico de analisar o padrão de eficiência técnica da atividade agrícola, tomando como referência as unidades federativas brasileiras. Esse procedimento tornou possível a obtenção de estimativas da elasticidade-produto dos fatores de produção agregados, como capital, trabalho e terra. Em adição, foram obtidas também estimativas dos retornos à escala da atividade agrícola no Brasil. Nesta parte do trabalho foram estimados seis modelos distintos de funções estocásticas de fronteira de produção, sendo, em quatro deles, adotada a forma funcional flexível translog, com especificação adequada ao teste de neutralidade de progresso técnico no sentido hicksiano e à existência de diferenças devido às especificidades próprias à atividade agrícola de cada região. Nos outros dois modelos foram utilizadas especificações Cobb-Douglas, sendo um deles estimado pelo método de componentes de erros e outro pelo método de efeitos de ineficiência técnica.

Os índices estimados mostraram que a produtividade na agricultura brasileira cresceu a uma taxa anual em torno de 1.50%, resultando, no período de 1970 a 1995, em elevação de 37.62%. O estudo mostrou ainda que, tomando-se a região Norte como referência, o nível de produtividade da agricultura da região Nordeste é cerca de 25.11% mais baixo, enquanto os das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste são 68.86%, 78.43%, 18.46%, respectivamente, mais elevados.

As estimativas dos índices de evolução temporal de produtividade para as regiões confirmaram que o processo de modernização da agricultura brasileira, iniciado a partir da segunda metade da década de 60, foi capaz de proporcionar elevação significativa de eficiência dos recursos utilizados na atividade. O índice de 65.31%, estimado para o Centro-Oeste, mostrou que a intensificação da expansão da agricultura nesta região, em bases mais técnicas, e a conseqüente incorporação de terras de mais alta fertilidade resultaram em elevação significativa de produtividade, em relação aos níveis que prevaleciam até o final da década de 60.

No Sudeste e no Sul, os índices estimados foram praticamente iguais e indicaram também elevação significativa da produtividade agrícola nessas regiões, em torno de 46.21% e 45.78%, respectivamente. Nas regiões Norte e Nordeste, os índices encontrados mostraram-se, como esperado, elevação menos acentuada, em torno de 34.26% e 18.18%. Deve-se ressaltar que esses índices mostram a evolução temporal dos níveis de produtividade em relação a uma base produtiva preexistente em cada uma das regiões em 1970, ano que serviu de referência para o cálculo do índice.

Este estudo procurou verificar, também, a existência de diferenças significativas no comportamento de produtividade, tendo como referência as dimensões da área das propriedades agrícolas, conforme critérios adotados pelo IBGE. Os resultados encontrados mostraram, tomando como referência as propriedades com áreas menores que 10 hectares, elevações de 65.34% e 39.15% no nível de produtividade das propriedades com área de 10 a menos de 100 e de 100 a 1.000 hectares, respectivamente. Essas dimensões de propriedades

representam os estabelecimentos onde prevalecem a agricultura familiar e a comercial, respectivamente; portanto, era esperado que os níveis de produtividade fossem efetivamente mais elevados quando comparadas com as propriedades de maiores dimensões, como as que possuíam áreas de 1.000 a 10.000 e aquelas com área maiores que 10.000 hectares. Esses estabelecimentos apresentaram índices de 0.99 e 0.44, em comparação com as propriedades até 10 hectares, ou seja, as grandes propriedades conseguiram gerar apenas 43.87% daquilo que era produzido pelas pequenas propriedades, utilizando a mesma quantidade de recursos. Essas estimativas mostraram, portanto, ganhos significativos de produtividade decorrentes do aumento da escala de operações em propriedades com áreas de 10 a 1.000 hectares.

As estimativas da função de fronteira estocástica de produção permitiram obter medidas de eficiência técnica tomando agora as unidades federativas como referência. A seleção, dentre os modelos estimados, foi feita com base no teste de razão de verossimilhança. Portanto, os modelos que se mostraram mais adequados à análise do problema em questão foram os que utilizaram especificações translog. No primeiro, estimado pelo método de componentes de erro, foi incluída a variável tendência, com o objetivo de testar a hipótese de progresso técnico neutro da agricultura brasileira. A aceitação do modelo implica a constatação de que o progresso técnico do setor agrícola, no Brasil, se fez no sentido de aumentar a participação do fator de produção capital em detrimento dos fatores de produção terra e trabalho. O segundo modelo utilizou o modelo translog sem variável indicadora de progresso técnico, incluindo variáveis binárias para detectar a influência de especificidades regionais na eficiência técnica da atividade agrícola de cada um dos Estados.

As estimativas dos coeficientes de elasticidade-produto dos fatores e do coeficiente de retornos à escala foram feitas com base no primeiro modelo escolhido. Os valores encontrados mostraram que a agricultura apresenta retornos decrescentes à escala, sendo que, para cada unidade de aumento no nível de utilização de insumos, a produção agrícola aumenta em torno de 0.80. Em relação

aos coeficientes de elasticidades, os valores obtidos foram de 0.25, 0.28 e 0.26 para trabalho, terra e capital, respectivamente. Quanto à mudança técnica, os valores estimados mostraram que houve crescimento a uma taxa média anual de 0.71%, totalizando, no período de 1970 a 1995, 17.63%. A diferença entre esse valor e o calculado pelo índice de Tornqvist-Theil deve-se ao fato de esta estimativa fazer referência apenas às variações de produtividade, que são devidas à mudança da base técnica da produção, não incluindo, em seu cômputo, a parcela atribuída a variações em escala de produção e à melhoria de eficiência técnica.

Mediante a utilização das estimativas da fronteira estocástica de produção, é possível calcular, convenientemente, medidas de eficiência técnica para as unidades federativas. Os valores médios, encontrados para os anos de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995, foram de 0.76, 0.79, 0.81, 0.84 e 0.86, respectivamente. Esses números significam que, tomando, por exemplo, o ano de 1995, o setor agrícola brasileiro gera 86.0% do produto que seria gerado se operasse com o nível de eficiência de fronteira de produção, ou, em outros termos, o índice de ineficiência técnica da agricultura brasileira ficou, em 1995, em torno de 0.14.

Os valores de eficiência técnica, obtidos pela estimação da fronteira estocástica de produção, confirmam, de forma geral, os resultados do desempenho das grandes regiões do Brasil em termos de crescimento da produtividade agrícola, os quais foram obtidos pelo cálculo dos índices de Tornqvist-Theil. Os números mostram que todos os Estados que compõem a região Sul apresentaram um nível mais alto de eficiência técnica, em termos médios, 93.13%, em relação aos da fronteira. Já na região Sudeste, com exceção do Estado do Rio de Janeiro, todos os demais Estados apresentaram níveis de eficiência superiores a 90.0%.

Em seguida, estão as regiões Centro-Oeste e Norte, com praticamente o mesmo nível de eficiência técnica média, 0.89 e 0.90, respectivamente. Por último, vêm os Estados do Nordeste, com nível de eficiência técnica média em

torno de 67.56%. Nesta região, apenas os Estados do Maranhão, Bahia e Piauí apresentaram níveis de eficiência técnica pouco acima da média nacional.

Este estudo procurou obter medidas adequadas do padrão de comportamento da produtividade agregada dos recursos usados na agricultura brasileira, no período de 1970 a 1995. Espera-se que ele tenha contribuído para o entendimento de tão relevante questão; no entanto, respostas adequadas sobre os fatores que determinam as diferenças intertemporais e interestaduais de produtividade, em nível agregado, poderiam significar uma contribuição adicional de extrema relevância ao entendimento do processo de desenvolvimento da agricultura brasileira. Um estudo dessa natureza poderia ser conduzido por meio da estimação de funções estocásticas de produção, nas quais o termo de erro, que determina o padrão de ineficiência, pudesse ser especificado de forma a incluir variáveis que descrevessem aspectos relacionados com as características associadas a fatores como fertilidade natural do solo, características climáticas de cada estado ou região, nível educacional que prevalece no meio rural, estrutura de posse da terra, efeitos relacionados com o comprometimento do processo produtivo por práticas predatórias de cultivo agrícola, dentre outros.

A utilização da abordagem estrutural na estimação dos índices de produtividade pode constituir outra contribuição potencial ao entendimento da performance do setor agrícola brasileiro, ao possibilitar a verificação da existência de viés que resulta da utilização do índice de Tornqvist-Theil. Se os termos que representam os parâmetros de segunda ordem da expansão da série de Taylor, na função de produção, variarem entre regiões e entre períodos, os parâmetros que medem a diferença intertemporal e interestadual de produtividade na abordagem estrutural irão diferir daqueles estimados pelos índices de Tornqvist-Theil.

Pode-se concluir, com base no estudo aqui realizado, que o processo de modernização da agricultura brasileira, iniciado a partir da segunda metade da década de 60, possibilitou, efetivamente, melhorar os níveis de produtividade da

agricultura brasileira. A elevação da produtividade, por sua vez, resultou, reconhecidamente, em significativo aumento dos níveis de produção. No entanto, algumas questões importantes são ainda merecedoras de preocupação analítica mais profunda, pela relevância que elas têm em relação ao interesse social, as quais fazem referência à contribuição que o processo de modernização teve na mitigação ou no agravamento das desigualdades de oportunidades que sempre caracterizaram a agricultura no Brasil. Seria importante saber em que proporção esse processo teria contribuído para agravar a distribuição funcional e regional da riqueza gerada no setor agrícola brasileiro, ao resultar em crescimento temporal não-uniforme de produtividade entre as diversas regiões da federação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIGNER, D.J., CHU, S.F. On estimating the industry production function. **American Economic Review**, v. 58, p. 826-839, 1968.
- AIGNER, D.J., LOVELL, C.A.K., SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v. 6, p. 21-37, 1977.
- AJIBEFUN, I.A., BATTESE, G.E., DARAMOLA, A.G. **Investigation of factors influencing the technical efficiencies of small holder croppers in Nigeria**. Armidale, Australia: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England, 1998. 19 p.
- ALBUQUERQUE, M.C.C., NICOL, R. **Economia agrícola: o setor primário e a evolução da economia brasileira**. São Paulo: McGraw-Hill, 1987. 335 p.
- ALVES, E.R.A. **A produtividade do setor primário: realidade e perspectivas**. Escola Superior de Guerra: CE – III/79, T-4, 1979. 35 p. (Conferência pronunciada na Escola Superior de Guerra).
- ANTLE, J.M., CAPALBO, S.M. An introduction to recent developments in production theory and productivity measurement. In: ANTLE, J.M., CAPALBO, S.M. **Agricultural productivity: measurement and explanation**. Washington, D.C.: Resources for the Future, 1988. cap. 2, p. 17-95.
- ARAÚJO, J.G.F. **Adoção de tecnologia e eficiência da exploração leiteira no município de Leopoldina - MG**. Viçosa, MG: UFV, 1981. 96 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, 1981.

- ARAÚJO, P.F.C., ALMEIDA, A. Financiamento da agricultura no Brasil: da crise do crédito barato à perspectiva de um novo modelo. In: TEIXEIRA, E.C., VIEIRA, W.C. (Ed.). **Reforma da política agrícola e abertura econômica**. Viçosa, MG: UFV, 1996. p. 161-181.
- AVILA, A.F.D., EVENSON, R. Total factor productivity growth in Brazilian agriculture and the role of agricultural research. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 2, n. 2, p. 317-356, 1998.
- BAER, W. **A industrialização e o desenvolvimento econômico do Brasil**. 7.ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1988. 665 p.
- BARROS, J.R.M., PASTORE, A.C., RIZZIERE, J.B. Partição dos índices de produtividade da terra entre os componentes tecnológico e alocativo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 6, n. 3, p. 755-766, 1976.
- BARROSO, N.A., OLIVEIRA, E.B., SILVA, J.L. Análise do uso e distribuição dos recursos nas empresas rurais das zonas de Meia Ponte e Mato Grosso de Goiás, ano agrícola 1966-1967. **Experientiae**, Viçosa, v. 10, n. 8, p. 28-35, 1970.
- BATALGI, B.H., GRIFFIN, J.M. A general index of technical change. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 96, n. 1, p. 20-41, 1988.
- BATTESE, G.E., BROCA, S.S. **Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan**. Armidale, Australia: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Department of Econometrics, University of New England, 1998. 26 p.
- BATTESE, G.E., COELLI, T.J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalised frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, v. 38, p. 387-399, 1988.
- BATTESE, G.E., COELLI, T.J. Frontier production functions technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, v. 3, p. 153-169, 1992.
- BATTESE, G.E., COELLI, T.J. **A stochastic frontier production function incorporating a model for technical efficiency effects**. Armidale, Australia: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Department of Econometrics, University of New England, 1993. 22 p.

- BATTESE, G.E., COELLI, T.J. **A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data**. Armidale, Australia: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Department of Econometrics, University of New England, 1995. 7 p.
- BATTESE, G.E., CORRA, G.S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v. 21, p. 169-179, 1977.
- BONELLI, R., FONSECA, R. Ganhos de produtividade e eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, p. 273-314, 1998.
- CAVES, D.W., CHRISTENSEN, L.R., DIEWERT, W.E. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity. **Econometrica**, Chicago, v. 50, n. 6, p. 1393-1414, 1982.
- COELLI, T.J. **Mesurement and sources of technical inefficiency in australian coal-fired electricity generation**. Armidale, Austrália: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Department of Econometrics, University of New England, 1995. 33 p.
- COELLI, T.J. **A guide to frontier version 4.1: a computer program for frontier production function estimation**. Armidale, Austrália: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Department of Econometrics, University of New England, 1996. 32 p.
- COELLI, T.J., RAO, D.S.P., BATTESE, G.E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998. 275 p.
- CUNHA, A.S., MUELLER, C. Diagnóstico regional - região centro-oeste. In: AGUIAR, M.N. **A questão da produção e do abastecimento alimentar no Brasil - um diagnóstico macro com cortes regionais**. Brasília: IPEA/IPLAN, PNUD, Agência Brasileira de Cooperação, 1988. p. 235-330.
- DENNY, M., FUSS, M. A general approach to intertemporal and interspatial productivity comparisons. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 23, p. 315-330, 1983.
- DIAS, R.S. **Mudança tecnológica e viés de produção na agropecuária brasileira - 1970 a 1985**. Piracicaba: ESALQ, 1998. 128 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1998.

- DIEWERT, W.E. Exact and superlative index numbers. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 4, p. 115-145, 1976.
- DIEWERT, W.E. Superlative index numbers and consistency in aggregation. **Econometrica**, Chicago, v. 46, n. 4, p. 883-900, 1978.
- FARRELL, M.J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.
- FIGUEIREDO, N.M.S. **Modernização, distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira, 1975, 1980, 1985**. Piracicaba: ESALQ, 1996. 248 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1996.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - FIBGE. **Censo agropecuário de 1970 - recenseamento geral (todos os estados)**. Rio de Janeiro: 1970.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - FIBGE. **Censo agropecuário de 1975 - recenseamento geral (todos os estados)**. Rio de Janeiro: 1975.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - FIBGE. **Censo agropecuário de 1980 - recenseamento geral (todos os estados)**. Rio de Janeiro: 1980.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - FIBGE. **Censo agropecuário de 1985 - recenseamento geral (todos os estados)**. Rio de Janeiro: 1985.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - FIBGE. **Censo agropecuário de 1995/96 - recenseamento geral (todos os estados)**. Rio de Janeiro: 1995.
- FURTADO, C. **Desenvolvimento e subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961. 185 p.
- GASQUES, J.G., CONCEIÇÃO, J.C.P.R. **Crescimento e produtividade da agricultura brasileira**. Brasília: IPEA, 1997. 21 p. (Texto para discussão, 502).
- GOLDIN, I., REZENDE, G.C. **A agricultura brasileira na década de 80: crescimento numa economia em crise**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. 119 p. (Série IPEA, 138).

- GOMES, S.T., OLIVEIRA, E.B., ALVARENGA, S.C. Análise econômica de sistema de produção de pecuária de leite na Zona da Mata de Minas Gerais. **Experientiae**, Viçosa, v. 9, n. 3, p. 35-58, 1980.
- GREENE, W.H. A gamma-distributed stochastic frontier model. **Journal of Econometrics**, v. 46, p. 141-164, 1990.
- HALL, R.E., TAYLOR, J.B. **Macroeconomia: teoria desempenho e política**. Rio de Janeiro: Campus, 1989. 526 p.
- HAZILLA, M., KOPP, R.J. Intertemporal and interspatial estimates of agricultural productivity. In: CAPALBO, S.M., ANTLE, J.M. **Agricultural productivity: measurement and explanation**. Washington, D.C.: Resources for the Future, 1988. p. 208-228.
- HOFFMANN, R., CARVALHO, A.V., KAGEYAMA, A.A., WIENDL, M.L., QUEDA, O. **Inovações tecnológicas e transformações recentes na agricultura brasileira**. Piracicaba: ESALQ, 1985. p. 520-778. (Relatório de Pesquisa, 3).
- HOMEM DE MELO, F. **Prioridade agrícola: sucesso ou fracasso?** São Paulo: Fipe/Pioneira, 1985. 200 p.
- HULTEN, C.R. Divisia index numbers. **Econometrica**, Chicago, v. 41, n. 6, p. 1017-1025, 1976.
- JOHNSTON, B.F., MELLOR, J.W. The role of agriculture in economic development. **American Economic Review**, v. 51, n. 4, p. 566-593, 1961.
- JONDROW, J., LOVELL, C.A.K., MATEROV, I.S., SCHMIDT, P. On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, v. 19, p. 233-238, 1982.
- KUMBHAKAR, S.C. Production frontiers, panel data and time-varying technical inefficiency. **Journal of Econometrics**, v. 46, p. 201-211, 1990.
- LEWIS, W.A. Economic development with unlimited supplies of labour. **Manchester School of Economic and Social Studies**, v. 22, n. 2, p. 139-191, 1954.
- LINHARES, M.Y., SILVA, F.C.T. **História da agricultura brasileira: combates e controvérsias**. São Paulo: Brasiliense, 1981. 170 p.

- LOPES, M.R., SCHUH, G.E. **A mobilização de recursos da agricultura: uma análise de política para o Brasil**. Brasília: Comissão de Financiamento da Produção, 1979. 105 p. (Coleção Análise e Pesquisa, 8).
- MEEUSEN, W., VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, v. 18, n.2, p. 435-444, 1977.
- PASTORE, A.C., ALVES, E.R.A., RIZZIERI, J.A.B. A inovação induzida e os limites à modernização na agricultura brasileira. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 12, n. 4, p. 257-268, 1976.
- PATRICK, G.F. Fontes de crescimento na agricultura brasileira: o setor culturas. In: CONTADOR, C.R. **Tecnologia e desenvolvimento agrícola**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1975. (Série Monográfica, 17).
- PITT, M.M., LEE, L.F. Measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. **Journal of Development Economics**, v. 9, p. 43-64, 1981.
- RYFF, T. Diagnóstico regional - regiões Sul e Sudeste. In: AGUIAR, M.N. **A questão da produção e do abastecimento alimentar no Brasil - um diagnóstico macro com cortes regionais**. Brasília: IPEA/IPLAN, PNUD, Agência Brasileira de Cooperação, 1988. p. 62-135.
- SAHELI, S., MACEDO, P.B.R. Eficiência técnica das unidades federativas brasileiras - padrões e determinantes. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 2, n. 4, p. 647-679, 1998.
- SANTOS, R.F. **Presença de viéses de mudança técnica na agricultura brasileira**. São Paulo: USP, 1986. 223 p. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade de São Paulo, 1986.
- SCHMIDT, P. Frontier production functions. **Econometrics Reviews**, v. 4, n. 2, p. 289-328, 1986.
- SCHMIDT, P., SICKLES, R.C. Production frontiers and panel data. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 2, n.4, p. 367-374, 1984.
- SCHULTZ, T.W. **A transformação da agricultura tradicional**. Rio de Janeiro: Zahar, 1965. 207 p.
- SENA, V. Stochastic frontier estimation: a review of the software options. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, p. 579-586, 1999.

- SEYOUM, E.T., BATTESE, G.E., FLEMING, E.M. Technical efficiency and productivity of maize producers in Eastern Ethiopia: a study of farmers and outside the Sasakawa-Global 2000 Project. Armidale, Austrália: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Department of Econometrics, University of New England, 1998. 14 p.
- SILVA, L.A.C. **A função de produção da agropecuária brasileira: diferenças regionais e evolução no período 1975-1985**. Piracicaba: ESALQ, 1996. 157 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1996.
- SILVA, J.G., KAGEYAMA, A.A. Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970, 1975. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 235-266, 1983.
- SIMONSEN, M.H. **Brasil 2001**. Rio de Janeiro: APEC, 1969. 327 p.
- SIMONSEN, M.H. **Brasil 2002**. 5.ed. Rio de Janeiro: APEC, 1974. 180 p.
- STEVENSON, R.E. Likelihood functions for generalised stochastic frontier estimation. **Journal of Econometrics**, v. 13, p. 57-66, 1980.
- TAVARES, M.C. **Da substituição de importações ao capitalismo financeiro**. 7.ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1978. 263 p.
- TRUEBLOOD, M.A., RUTTAN, V.W. A comparison of multifactor productivity calculations of the U.S. agricultural sector. **The Journal of Productivity Analysis**, v. 6, p. 321-331, 1995.

APÊNDICE

APÊNDICE

Quadro 1A - Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1970

	Produto	Insumos	PTF
Menor que 10 ha	1.0000	1.0000	1.0000
10 a 100 ha	2.4364	1.5454	1.5765
100 a 1.000 ha	1.3203	1.0802	1.2222
1.000 a 10.000 ha	0.4026	0.5178	0.7775
Maior que 10.000 ha	0.0419	0.1421	0.2947

Fonte: Dados da pesquisa.

Quadro 2A - Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1975

	Produto	Insumos	PTF
Menor que 10 ha	1.0000	1.0000	1.0000
10 a 100 ha	2.6318	1.7096	1.5394
100 a 1.000 ha	1.7202	1.5428	1.1150
1.000 a 10.000 ha	0.5301	0.7361	0.7202
Maior que 10.000 ha	0.0337	0.1406	0.2394

Fonte: Dados da pesquisa.

Quadro 3A - Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1980

	Produto	Insumos	PTF
Menor que 10 ha	1.0000	1.0000	1.0000
10 a 100 ha	3.0140	1.8875	1.5968
100 a 1.000 ha	2.1661	1.6912	1.2808
1.000 a 10.000 ha	0.6745	0.7709	0.8748
Maior que 10.000 ha	0.0689	0.2219	0.3105

Fonte: Dados da pesquisa.

Quadro 4A - Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1985

	Produto	Insumos	PTF
Menor que 10 ha	1.0000	1.0000	1.0000
10 a 100 ha	3.1383	1.8224	1.7221
100 a 1.000 ha	2.6165	1.4945	1.4945
1.000 a 10.000 ha	0.8879	0.9521	0.9521
Maior que 10.000 ha	0.2698	0.3648	0.3648

Fonte: Dados da pesquisa.

Quadro 5A - Comparação da produtividade, por tamanho de propriedades, Brasil, 1995

	Produto	Insumos	PTF
Menor que 10 ha	1.0000	1.0000	1.0000
10 a 100 ha	3.4179	1.8941	1.8045
100 a 1.000 ha	3.1656	1.7892	1.7693
1.000 a 10.000 ha	1.5155	1.0526	1.4398
Maior que 10.000 ha	0.2248	0.2987	0.7526

Fonte: Dados da pesquisa.