

**Região e espaço  
no desenvolvimento  
agrícola brasileiro**

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

**Ministro**

Guido Mantega

**Secretário Executivo**

Nelson Machado

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

**Presidente**

Glauco Antonio Truzzi Arbix

**Diretor de Administração e Finanças**

Celso dos Santos Fonseca

**Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Maurício Otávio Mendonça Jorge

**Diretor de Estudos Macroeconômicos**

Paulo Mansur Levy

**Diretor de Estudos Regionais e Urbanos**

Luiz Henrique Proença Soares

**Diretor de Estudos Setoriais**

Mário Sérgio Salerno

**Diretor de Estudos Sociais**

Anna Maria T. Medeiros Peliano

**Assessor-Chefe de Comunicação**

Murilo Lôbo

STEVEN M. HELFAND  
GERVÁSIO CASTRO DE REZENDE  
organizadores

## Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro

Ajax R. B. Moreira  
Denise V. Caser  
Gervásio Castro de Rezende  
Gloria González-Rivera  
José R. Vicente  
Lilian C. Anefalos  
Luis F. Brunstein  
Marina Paez  
Newton de Castro  
Steven M. Helfand

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

**NEMESIS PRONEX**

Rio de Janeiro, dezembro de 2003

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea 2003

---

Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro/ Steven M. Helfand, Gervásio Castro de Rezende, organizadores. — Rio de Janeiro: IPEA, 2003.

390 p.  
ISBN 85-86170-51-8

1. Economia Agrícola 2. Desenvolvimento Regional 3. Políticas Públicas 4. Geografia Econômica 5. Espaço 6. Mercados Agrícolas 7. Agroindústria 8. Mercado de Trabalho 9. Estrutura Agrária 10. Integração Regional 11. Produção Agrícola 12. Brasil — Região Centro-Oeste I. Helfand, Steven M., org. II. Rezende, Gervásio Castro de, org. III. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

CDD 338.1

---

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão ou o do Ministério do Trabalho e Emprego.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

Brasília  
SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, 10º andar - 70076-900 - Brasília - DF  
Tel.: (61) 315-5336 - Fax: (61) 315-5314  
Correio Eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro  
Av. Presidente Antônio Carlos, 51 - 14º andar - 20020-010 - Rio de Janeiro - RJ  
Tel.: (21) 3804-8118 - Fax: (21) 2220-5533  
Correio Eletrônico: editrj@ipea.gov.br

URL: <http://www.ipea.gov.br>

## AUTORES

Ajax R. B. Moreira  
Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Denise V. Caser  
Pesquisadora do Instituto de Economia Agrícola (IEA) da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo

Gervásio Castro de Rezende  
Professor da Universidade Federal Fluminense (UFF) e pesquisador associado do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Gloria González-Rivera  
Professora do Departamento de Economia da Universidade da Califórnia, Riverside

José R. Vicente  
Pesquisador do Instituto de Economia Agrícola (IEA) da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo

Lillian C. Anefalos  
Pesquisadora do Instituto de Economia Agrícola (IEA) da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo

Luis F. Brunstein  
Professor visitante da Universidade de Memphis

Marina Paez  
Doutoranda do Departamento de Matemática e Estatística da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Newton de Castro  
Professor da Faculdade de Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Steven M. Helfand  
Professor do Departamento de Economia da Universidade da Califórnia, Riverside



## APRESENTAÇÃO

A missão institucional do IPEA inclui a realização de pesquisas econômicas visando ampliar a fronteira do conhecimento e, assim, subsidiar a formulação de políticas públicas a partir dos diagnósticos e propostas de solução dos problemas identificados. Este livro é um exemplo desse esforço, ao unir a utilização de técnicas quantitativas à análise da expansão agrícola recente, seja em termos dos padrões de produção, seja em termos dos reflexos espaciais desse processo.

A oportunidade deste trabalho manifesta-se em duas dimensões fundamentais: a primeira delas decorre do próprio objeto dos estudos apresentados. A dinâmica do setor agrícola tem surpreendido pela sua capacidade de alavancar a economia como um todo, ao mesmo tempo em que vai alterando a geografia econômica ao ampliar a fronteira produtiva. Na segunda, como destacado na introdução dos organizadores, Steven Helfand e Gervásio Castro de Rezende, todos os artigos, com exceção de apenas um, foram produzidos no âmbito do Projeto Nemesis/Pronex, sediado no IPEA. Nesse sentido, este livro é uma prova concreta do sucesso desse tipo de articulação entre uma instituição de pesquisa como o IPEA e um programa de excelência como o Pronex, do CNPq.

Todos os artigos têm em comum um foco nos aspectos regionais e espaciais do desenvolvimento agrícola brasileiro — dimensão fundamental a ser explorada no caso de um país continental como o Brasil. Cabe notar, ainda, que vários artigos do livro se referem especificamente ao Centro-Oeste e, de maneira especial, às regiões de cerrado. Uma vez que grande parte da expansão agrícola brasileira ocorrida nas três últimas décadas — sem falar da nossa futura expansão agrícola — pode ser explicada pela verdadeira revolução agrícola que ocorreu nos solos de cerrado, este livro ganha importância especial, porque, na realidade, ele trata do centro nervoso de nossa agricultura, do seu setor mais dinâmico e principal responsável pela competitividade internacional agrícola que, cada vez mais, o Brasil está revelando, para desespero de seus competidores.

Acima de tudo, este livro é resultado de pesquisas que se iniciaram no final de 1996. Ele mostra a importância da estabilidade institucional para o sucesso da atividade de pesquisa, e é a essa estabilidade institucional de que o IPEA tem desfrutado em seus 40 anos que, afinal de contas, este livro deve ser atribuído.

Glauco Arbix  
**Presidente do IPEA**



## SUMÁRIO

### INTRODUÇÃO 1

#### PARTE 1

#### **ESPAÇO E INTEGRAÇÃO DE MERCADOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA**

##### CAPÍTULO 1

#### **Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do Centro-Oeste 13**

Steven M. Helfand e Gervásio Castro de Rezende

##### CAPÍTULO 2

#### **A política de preços mínimos e o desenvolvimento agrícola da região Centro-Oeste 57**

Gervásio Castro de Rezende

##### CAPÍTULO 3

#### **A extensão, o padrão e o grau de integração de mercado: um método multivariado para o mercado brasileiro de arroz 91**

Gloria González-Rivera e Steven M. Helfand

##### CAPÍTULO 4

#### **Desenvolvimento econômico e os determinantes da integração espacial nos mercados agrícolas 121**

Gloria González-Rivera e Steven M. Helfand

#### PARTE 2

#### **A REGIÃO CENTRO-OESTE E O DESENVOLVIMENTO AGRÍCOLA BRASILEIRO**

##### CAPÍTULO 5

#### **Padrões regionais de crescimento da produção de grãos no Brasil e o papel da região Centro-Oeste 151**

Steven M. Helfand e Gervásio Castro de Rezende

##### CAPÍTULO 6

#### **Ocupação agrícola, estrutura agrária e mercado de trabalho rural no cerrado: o papel do preço da terra, dos recursos naturais e das políticas públicas 173**

Gervásio Castro de Rezende

##### CAPÍTULO 7

#### **Expansão rodoviária e desenvolvimento agrícola dos cerrados 213**

Newton de Castro

PARTE 3  
**REGIÃO, ESPAÇO E PRODUTIVIDADE NA AGRICULTURA BRASILEIRA**

CAPÍTULO 8  
**Medindo a produtividade agrícola regional com efeito vizinhança 247**  
Ajax R. B. Moreira e Marina Paez

CAPÍTULO 9  
**Influência de capital humano, insumos modernos e recursos naturais na produtividade agrícola 265**  
José R. Vicente, Lilian C. Anefalos e Denise V. Caser

CAPÍTULO 10  
**Custos de transporte e produção agrícola no Brasil — 1970-1996 297**  
Newton de Castro

CAPÍTULO 11  
**Os determinantes da eficiência técnica no Centro-Oeste brasileiro 331**  
Steven M. Helfand

PARTE 4  
**AS LIMITAÇÕES DO CENSO AGROPECUÁRIO DE 1995-1996**

CAPÍTULO 12  
**Mudanças estruturais no setor agrícola brasileiro e as limitações do Censo Agropecuário de 1995-1996 357**  
Steven M. Helfand e Luis F. Brunstein

CAPÍTULO 13  
**Reverendo as limitações do Censo Agropecuário de 1995-1996: uma comparação entre o censo e a PAM 377**  
Steven M. Helfand e Luis F. Brunstein

## INTRODUÇÃO

Este livro é fruto da atividade de pesquisa dos organizadores — e, com a exceção apenas de um capítulo, também dos demais autores —, no âmbito do Núcleo de Estudos e Modelos Espaciais Sistêmicos (Nemesis), projeto de pesquisa sediado na Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e coordenado por Eustáquio José Reis, que teve o patrocínio do Programa de Núcleos de Excelência (Pronex) do CNPq. Este projeto iniciou suas atividades em dezembro de 1996, e recebeu firme apoio do IPEA e das instituições a que pertencem os autores.<sup>1</sup>

A motivação básica das pesquisas propostas pelo Nemesis é aprimorar a capacitação analítica de formular e avaliar as implicações espaciais e regionais das políticas públicas no Brasil, tendo em conta os condicionantes geográficos, institucionais e ambientais do desenvolvimento econômico. Daí o título do livro, em que se destacam os temas “região” e “espaço”. De fato, como mostram os capítulos, em um país continental como o Brasil, explicitar as dimensões geográficas é indispensável para a compreensão de muitos fenômenos econômicos de grande importância, dentre eles, o desenvolvimento agrícola, que tem determinantes geográficos claros, em função das grandes diferenças regionais existentes no comportamento do clima, na qualidade dos solos e em outros fatores relevantes. Além disso, devido à importância assumida pelos custos de transporte, a dimensão espacial dos mercados agrícolas ganha mais importância na análise desses mercados. Dessa forma, o enfoque espacial adotado no projeto Nemesis e nos artigos deste livro é imprescindível para se entender de forma satisfatória o processo de desenvolvimento agrícola no Brasil.

A primeira parte do livro, intitulada *Espaço e Integração de Mercados na Agricultura Brasileira*, apresenta análises que levam em conta, de maneira explícita, o efeito do espaço na determinação das quantidades produzidas e dos preços dos

1. Ver [www.nemesis.org.br](http://www.nemesis.org.br) para mais informações sobre o projeto. O Capítulo 8, de autoria de José R. Vicente, Lilian L. Anefalos e Denise V. Caser, *Influência de Capital Humano, Insumos Modernos e Recursos Naturais na Produtividade Agrícola*, não foi resultado de pesquisa no âmbito do Nemesis, mas, como tem muita afinidade com os outros estudos, os seus autores foram convidados a publicá-lo neste livro.

produtos agrícolas no Brasil. O Capítulo 1, *Mudanças na Distribuição Espacial da Produção de Grãos, Aves e Suínos no Brasil*, de Steven Helfand e Gervásio Castro de Rezende, procura avaliar em que medida se justifica a expectativa de que a região Centro-Oeste teria vantagem comparativa nas atividades da agroindústria de produção animal, por produzir grãos mais baratos que os estados onde hoje se concentram as atividades de aves e suínos — especialmente Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Esta é uma questão importante, pois, se fosse verdade que grãos mais baratos devem atrair a agroindústria de produção animal, então haveria duas implicações importantes: em primeiro lugar, o desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste teria um impacto muito maior sobre o desenvolvimento industrial regional; e, em segundo, as regiões do Sul do Brasil, onde hoje se concentram as atividades de aves e suínos, teriam de passar por um processo difícil de substituição de atividades.

É interessante notar que a análise empírica desenvolvida nesse capítulo levou os autores a concluir que os supostos baixos preços de grãos não constituíram um fator de atração da agroindústria de produção animal em direção ao Centro-Oeste, simplesmente porque, segundo essa análise empírica, os preços dos grãos no Centro-Oeste não eram de fato muito mais baratos que os dos estados do Sul do Brasil. Entretanto, considerando o desempenho recente, de forte expansão da agroindústria no Centro-Oeste, essa conclusão parece equivocada. Deve-se considerar, contudo, que a análise desse capítulo cobriu um período (1980-1995) em que o governo mantinha artificialmente elevado o preço do milho no Centro-Oeste. O abandono dessa política a partir de 1995 deve ter tornado mais atraente a instalação de agroindústria no Centro-Oeste, já que o preço do milho, nas várias regiões do país, passou a ser determinado mais de acordo com as forças do mercado. Essa mudança de política e suas possíveis implicações quanto à maior capacidade do Centro-Oeste de atrair a agroindústria é, aliás, objeto de análise do artigo a seguir.

Com efeito, no Capítulo 2, *A Política de Preços Mínimos e o Desenvolvimento Agrícola da Região Centro-Oeste*, Gervásio Castro de Rezende discute o papel da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) no desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste. O autor parte do fato de que essa política procurou favorecer o Centro-Oeste através da fixação de preços mínimos de maneira inconsistente espacialmente, ou seja, sem levar na devida conta os maiores custos de transporte que separam essa região das regiões importadoras. O trabalho procura analisar os efeitos positivos e negativos dessa política, tanto no curto quanto no longo prazo. Em suas conclusões, esse capítulo chama a atenção para o fato de que, embora tenha estimulado o crescimento da produção agrícola no Centro-Oeste no curto prazo, no longo prazo essa atuação da PGPM teve efeitos negativos, devido, entre

outros fatores, ao fato de que a elevação artificial dos preços dos grãos desestimulou a “migração” para o Centro-Oeste da agroindústria de produção animal e de processamento de matérias-primas agrícolas.

O Capítulo 3, *A Extensão, o Padrão e o Grau de Integração de Mercado: Um Método Multivariado para o Mercado Brasileiro de Arroz*, de autoria de Gloria González-Rivera e Steven Helfand, parte do princípio de que os preços agrícolas em mercados espacialmente integrados são determinados simultaneamente em várias localidades, admitindo ainda, como uma importante questão empírica com relevância para o planejamento espacial da política econômica, a maneira como a informação contida nos preços é transmitida entre as localidades no curto e longo prazos. Com relação à literatura de co-integração multivariada, esse capítulo introduz dois aspectos novos para a análise da integração de mercado: um é a busca pelos limites geográficos do mercado; e outro, o uso de perfis de persistência para estudar o grau de integração de diferentes localidades pertencentes ao mercado. Os autores enfatizam as limitações de um método bivariado para estudar a integração de mercado, e mostram que nem todos os estados pertencem ao mesmo mercado econômico de arroz no Brasil. Finalmente, concluem que grandes volumes de comércio não são suficientes para gerar um elevado grau de integração entre distintas localidades.

O Capítulo 4, *Desenvolvimento Econômico e os Determinantes da Integração Espacial nos Mercados Agrícolas*, ainda de Gloria González-Rivera e Steven Helfand, continua com a linha de pesquisa mostrada no capítulo anterior. O objetivo desse capítulo é ir além de medir o grau de integração de mercados e fornecer um modelo conceitual para analisar os determinantes da integração de mercado. Existem duas lições principais nesse estudo. A primeira está relacionada aos determinantes múltiplos do grau de integração. Argumenta-se que o grau de integração é, principalmente, uma função dos custos de transações relacionadas aos fluxos de bens e informações. O capital físico, como estradas e telefones, é necessário para reduzir os custos de transações, mas não é, por si só, suficiente para atingir um elevado grau de integração de mercado. Entre os outros determinantes de integração, enfatiza-se o capital humano. A análise empírica forneceu apoio para esta idéia.

A segunda lição tem a ver com a relação entre desenvolvimento econômico e integração de mercado. Usando os perfis de persistência descritos no artigo precedente e o método de componentes principais, os autores concluíram que, no Brasil, o grau de integração de mercado é fortemente associado ao nível de desenvolvimento econômico, ou seja, estados mais desenvolvidos têm mercados de arroz mais integrados. Assim, da mesma forma que a literatura sobre desenvolvimento econômico mostrou que regiões menos desenvolvidas têm maiores imperfeições

em seus mercados de fatores, esse estudo fornece evidências de efeitos similares num mercado de produto.

A segunda parte do livro reúne trabalhos que retratam a importância da região Centro-Oeste no desenvolvimento agrícola brasileiro recente. Iniciando com o Capítulo 5, intitulado *Padrões Regionais de Crescimento da Produção de Grãos no Brasil e o Papel da Região Centro-Oeste*, Steven Helfand e Gervásio Castro de Rezende apresentam uma análise do crescimento da produção de grãos no Brasil, com ênfase na diferenciação regional e no papel particularmente dinâmico da região Centro-Oeste. São focalizados as diferenças regionais no crescimento da produtividade da terra e os impactos diferenciados das políticas comercial e agrícola adotadas na década de 1990. Os autores mostram, também, que a aptidão agrícola da região Centro-Oeste melhora muito mais com a adoção de tecnologia avançada do que as demais regiões do Brasil. Na realidade, sem o uso dessa tecnologia moderna — e os conseqüentes elevados requisitos de capital e de recursos humanos que são necessários —, a produção agrícola seria praticamente inviável no Centro-Oeste. Isso explica por que é tão pequena a presença da agricultura familiar pobre no desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste.

Esse tema do padrão concentrador do desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste volta a ser objeto de análise no Capítulo 6, de autoria de Gervásio Castro de Rezende, e se intitula *Ocupação Agrícola, Estrutura Agrária e Mercado de Trabalho Rural no Cerrado: O Papel do Preço da Terra, dos Recursos Naturais e das Políticas Públicas*. Nesse capítulo, o autor volta ao tema da mudança espetacular que ocorreu na aptidão agrícola dos solos de cerrado no Brasil, que consistiu na descoberta de uma solução para os problemas de baixa fertilidade natural e elevada acidez. Propõe-se que o impacto desse *break through* tecnológico deva ser analisado em termos de um modelo de “construção de solo”, capaz de dar lugar a um aumento sistemático na quantidade de terra de boa qualidade no cerrado, com conseqüente tendência de queda no seu preço, não obstante a forte expansão agrícola regional. Com esse objetivo, o capítulo apresenta um modelo de mercado de terra em que se explicitam as condições de equilíbrio de curto e de longo prazo, e em que a demanda de (serviços de) terra determina o preço da terra apenas no curto prazo; no longo prazo, como o estoque de terra de boa qualidade é variável, o preço dessa terra depende também da reação do setor “produtor” de terra, que é, por sua vez, função do diferencial entre os preços de terra boa e de terra ruim e o custo de conversão da uma terra na outra. O modelo discrimina também entre dois tipos de terra ruim passíveis de conversão em terra boa: a terra virgem, na fronteira, e a terra ruim já incorporada à produção (sobretudo pastagens formadas segundo a tecnologia tradicional).

O autor procura também, nesse artigo, explicar por que a expansão agrícola nessas regiões de cerrado tem apresentado padrões tão claramente concentradores, como indicado pela fraca absorção de mão-de-obra e pela estrutura agrária baseada na produção em grande escala. Embora argumentando que esse padrão concentrador não é fruto de políticas agrícolas inadequadas, o autor procura verificar em que medida novas políticas públicas — agrícolas e não-agrícolas —, além de mudanças nas atuais (como a legislação trabalhista), poderiam contribuir para a redução desse padrão concentrador. Esse capítulo procura também sugerir políticas que preservem o meio ambiente, mas ao menor custo possível para a sociedade.

O Capítulo 7, incluído na segunda parte do livro, *Expansão Rodoviária e Desenvolvimento Agrícola dos Cerrados*, de autoria de Newton de Castro, focaliza o papel específico desempenhado pela expansão e pela pavimentação da malha de transporte rodoviário no aumento e intensificação da produção agrícola, com especial atenção para a região do cerrado brasileiro. Após um breve relato da evolução histórica dos transportes no Brasil, o autor utiliza recursos de georreferenciamento para analisar o caso da expansão agrícola dos cerrados e sua contemporaneidade com a expansão da malha rodoviária. Em seguida, busca explicar o crescimento da produção agrícola brasileira através da estimação de um modelo econométrico que contém em sua especificação tanto a variação do uso de insumos agrícolas clássicos e modernos, como também variáveis indicadoras dos custos de transporte inter e intra-regional. Os resultados confirmam a importância diferenciada da redução dos custos de transporte para a expansão agrícola das regiões Centro-Oeste e Sul, no período de 1976 a 1996.

A terceira parte do livro reúne capítulos que analisam a questão da produtividade agrícola, considerando explicitamente as influências de região e espaço. O Capítulo 8, de autoria de José R. Vicente, Lilian C. Anfalos e Denise V. Caser, *Influência de Capital Humano, Insumos Modernos e Recursos Naturais na Produtividade Agrícola*, tem por objetivo quantificar a influência que capital humano, insumos modernos e recursos naturais exercem na determinação da produtividade total de fatores na agricultura brasileira, no período de 1970 a 1995. O artigo apresenta, inicialmente, medidas consistentes de produtividade total de fatores para o setor de lavouras da agricultura brasileira, para um painel de dados em nível de unidade da federação. Os autores empregam a teoria moderna dos números-índices e utilizam dados de preços de produtos e de insumos obtidos em fontes exógenas aos censos agropecuários, de maneira a obter resultados mais confiáveis do ponto de vista estatístico. Entre as variáveis explicativas da produtividade, optaram pela introdução explícita das condições de clima e solo, através de *proxies* representativas de aptidão agrícola das terras e de deficiência hídrica, evitando, assim, alternativas

mais usuais e menos satisfatórias, como o uso de variáveis binárias. Na modelagem do painel de dados são utilizados diversos métodos econométricos, e o problema de multicolinearidade é contornado com o emprego do método de análise fatorial.

Os resultados da análise indicam que escolaridade, intensidade de uso de fertilizantes, irrigação, qualidade das terras e deficiências hídricas são importantes na determinação da produtividade agrícola. Na parte final do artigo, os autores ainda desenvolvem uma análise de custo-benefício e concluem que os investimentos em educação apresentavam elevados retornos em 1995.

O Capítulo 9, de autoria de Ajax R. B. Moreira e Marina Paez, *Medindo a Produtividade Agrícola Regional com Efeito Vizinhança*, estima uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, que relaciona a produção agrícola aos fatores de produção, estimando também uma medida da produtividade total dos fatores, definida para cada unidade observacional (538 microrregiões homogêneas não-pertencentes à Amazônia Legal).

Os autores admitem que a produtividade regional varia de forma suave, porque é determinada por elementos não-observáveis ou mensurados, como a qualidade do solo ou o grau de avanço da tecnologia agrícola adotada. Esses elementos variam de forma suave no espaço, seja porque as descontinuidades são pouco frequentes na natureza, seja porque as quantidades se difundem por contágio. Nesse contexto, a produtividade foi identificada a uma variável latente definida pela sua tendência espacial.

Os resultados, apresentados em mapas, mostram a distribuição espacial da produtividade estimada para dois modelos. O primeiro, considerando como medida do produto agrícola o valor da produção, e o segundo, usando como medida do produto um índice superlativo, que considera a diferenciação regional dos preços dos produtos. Esses resultados mostram que, ao se usar a primeira medida de produto agrícola, as regiões de maior produtividade se concentram nas proximidades dos maiores centros de consumo, devido ao efeito do menor custo de transporte sobre os preços dos produtos nessas regiões. Em contraste, ao se usar o índice superlativo para estimar o produto agrícola, obtém-se uma distribuição mais realista da produtividade agrícola, que reflete o efetivo grau de desenvolvimento e adequação regional.

O Capítulo 10, intitulado *Custos de Transporte e Produção Agrícola no Brasil, 1970-1996*, de autoria de Newton de Castro, retoma o tema da influência dos transportes na produção agrícola, que é objeto também do Capítulo 7. Desta feita, o objetivo é avaliar o impacto direto dos custos de transporte na produção agrícola brasileira nas décadas de 1970, 1980 e 1990. Para tanto, desenvolve-se um modelo



econométrico de função de produção cuja especificação incorpora os insumos agrícolas clássicos e modernos, bem como variáveis indicadoras dos custos de transporte inter e intra-regional. Os resultados alcançados permitiram quantificar especialmente a interdependência entre os transportes e a produção agropecuária, bem como os mecanismos através dos quais as reduções de custo de transporte se traduzem no aumento da produtividade agrícola. O autor utiliza recursos de georreferenciamento para mostrar que a elasticidade do produto agrícola em relação ao custo de transporte, em nível municipal, varia significativamente, tanto no tempo como no espaço. Essa mesma técnica é adotada para explorar as relações técnicas de complementaridade e substituição entre transporte e insumos agrícolas convencionais. As evidências apontam para complementaridade entre o transporte e atividades ou insumos modernos na agricultura. Assim, por exemplo, uma redução relativa do custo de transporte induz a um aumento relativo da produtividade marginal da área cultivada com lavouras temporárias ou da quantidade utilizada de insumos modernos.

A terceira parte do livro se completa com o Capítulo 11, de Steven Helfand, intitulado *Os Determinantes da Eficiência Técnica no Centro-Oeste Brasileiro*. O estudo tem dois objetivos principais. O primeiro é estimar a eficiência técnica dos estabelecimentos agrícolas localizados no Centro-Oeste, visando constatar se existe ou não uma relação inversa entre produtividade e tamanho dos estabelecimentos. Se houver uma relação inversa, como mostra a maior parte da literatura internacional sobre o assunto, a reforma agrária poderia contribuir para melhorar tanto a equidade como a eficiência na agricultura. Uma limitação da maior parte dessa literatura internacional é que as análises empíricas estão baseadas em medidas parciais de produtividade, como o rendimento físico da terra. Por isso, Helfand usa o método de Análise de Envoltória de Dados (DEA) para ter uma medida mais abrangente de produtividade. O segundo objetivo é estudar os determinantes da eficiência, utilizando técnicas de regressão. Com exceção do trabalho de Vicente, Anefalos e Caser, incluído neste volume, a maior parte dos estudos brasileiros sobre produtividade e eficiência tem se limitado a medir o fenômeno, e não a analisar seus determinantes. É nesse sentido que o trabalho de Helfand procura contribuir para o debate.

Os resultados obtidos pelo autor indicam que o acesso às instituições de crédito e aos bens fornecidos pelo setor público (como eletricidade e assistência técnica) estão entre os determinantes mais importantes das diferenças na eficiência. Outros determinantes importantes incluem a utilização de insumos, como irrigação e fertilizantes, e diferenças na composição do produto. Com respeito ao tamanho dos estabelecimentos, em vez de constatar uma relação inversa, foi encontrada

uma relação em forma de U. Para estabelecimentos de área até 200 hectares, a eficiência cai quando o tamanho do estabelecimento aumenta, mas, acima desse tamanho, a eficiência começa a aumentar novamente. Os principais motivos para este fenômeno estão relacionados ao acesso preferencial dos grandes estabelecimentos às instituições e aos serviços que ajudam a reduzir a ineficiência, assim como ao uso mais intensivo de tecnologias e insumos que aumentam a produtividade.

Encerrando o livro, a quarta parte apresenta dois capítulos de autoria de Steven Helfand e Luis F. Brunstein, ambos tratando das limitações do Censo Agropecuário de 1995-1996. O Capítulo 12, *Mudanças Estruturais no Setor Agrícola Brasileiro e as Limitações do Censo Agropecuário 1995-1996*, tem o objetivo de discutir as mudanças estruturais que ocorreram no setor agrícola brasileiro entre meados dos anos 1980 e meados dos anos 1990 e, com base em uma comparação dos dados dos censos agropecuários com os dados anuais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), mostrar que o Censo de 1995-1996 apresenta problemas muito sérios. Com efeito, os autores identificam dois problemas: o primeiro está relacionado à mudança no período de referência do Censo de 1995-1996, e conseqüentemente, no mês de ida a campo para a obtenção das informações (que mudou de janeiro, que faz parte de um período de grande atividade na agricultura, para agosto, um mês que pertence ao período de entressafra). O segundo problema resulta do fato de o ano de 1996 ter sido atípico, já que a atividade agrícola esteve em seu mais baixo nível da década. Em conjunto, esses fatores tornam o censo agropecuário bastante limitado para fins de análise das mudanças estruturais que ocorreram entre meados dos anos 1980 e meados dos anos 1990. De fato, os dados do Censo Agropecuário de 1995-1996 exageraram muito a redução ocorrida no número de estabelecimentos e de pessoal ocupado.

Esses problemas com o Censo Agropecuário de 1995-1996 também criaram a ilusão de que o ajustamento estrutural na agricultura brasileira entre meados dos anos 1980 e meados dos anos 1990 deu-se de forma relativamente homogênea entre as regiões do Brasil, quando na realidade esse ajustamento foi bastante heterogêneo entre regiões.

No último capítulo do livro, *Reverendo As Limitações do Censo Agropecuário de 1995-1996: Uma Comparação entre o Censo e a PAM*, Helfand e Brunstein analisam a consistência entre os dados dos Censos Agropecuários de 1975, 1980, 1985 e 1995-1996, de um lado, e os de área colhida e quantidade produzida da pesquisa anual Produção Agrícola Municipal (PAM), do IBGE. Os autores mostram que se nota uma tendência de convergência entre essas duas fontes de informação no período 1975-1985, mas isso deixou de ocorrer entre 1985 e 1995-1996, um fato

que os autores atribuem à mudança do período de referência do Censo de 1995-1996.

Os autores chamam a atenção para o fato de que a discrepância entre essas duas fontes de dados é muito grande, da ordem de 25% a 50%, e sugerem que o nível elevado dessa discrepância talvez seja um fato mais grave do que o seu próprio aumento, ocorrido em 1995-1996. Políticas públicas sólidas requerem informações atualizadas e precisas, e os autores concluem recomendando pesquisas adicionais para investigar e quantificar melhor as fontes de vieses no censo e na PAM.





PARTE 1

## **ESPAÇO E INTEGRAÇÃO DE MERCADOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA**





## MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA PRODUÇÃO DE GRÃOS, AVES E SUÍNOS NO BRASIL: O PAPEL DO CENTRO-OESTE\*

Steven M. Helfand  
Gervásio Castro de Rezende

### 1 INTRODUÇÃO

Um tema que atraiu a atenção dos estudiosos de economia regional foi o processo de desconcentração espacial da atividade econômica no país a partir da segunda metade dos anos 1970 e até a primeira metade da década seguinte. Esse processo de desconcentração chegou a ser interpretado como parte integrante de um processo de reconcentração em uma área industrial maior — um polígono que vai do sul de Minas, passando pelo interior de São Paulo, abrangendo áreas industriais do Paraná e de Santa Catarina, até atingir a área metropolitana de Porto Alegre [Diniz (1993 e 1995), Guimarães Neto (1997) e Pacheco (1998)].

Um dos fatores apontados como responsáveis por essa desconcentração espacial foi a expansão agrícola da região Centro-Oeste [Diniz (1995, p. 17) e Lemos (1996)]. Segundo Guimarães Neto (1997, p. 38), “o preço da terra e a solução tecnológica desenvolvida para exploração agrícola dos cerrados são pontos importantes na atração de novas iniciativas na região. A presença do Distrito Federal e sua consolidação nos anos 70 seguramente representaram apoio neste processo de desconcentração econômica”. Os efeitos de encadeamento para a frente e para trás desse desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste foram objeto de estudo detalhado em Castro e Fonseca (1995). As autoras focalizaram, sobretudo, as atividades ligadas ao armazenamento, transporte e processamento dos grãos (como o esmaga-

---

\* Este artigo foi publicado na revista *Planejamento e Políticas Públicas*, nº 19, jun. de 1999. É uma versão reduzida e revista de Rezende e Helfand (1997). Foi desenvolvido no âmbito do Projeto Nemesis (Núcleo de Estudos e Modelos Espaciais Sistêmicos), com apoio do Pronex (MCT/Finep/CNPq). Contou também com o apoio financeiro do PNUD, através do Projeto BRA 93/011, administrado pelo IPEA. Colaboraram Manoel Antônio Soares da Cunha, como consultor técnico, e Melissa Audrey de Souza Riley, Marcos Stefan Mendonça Fazecas e Mathew Cook, como assistentes. Além disso, o artigo beneficiou-se da colaboração de Jonas Irineu dos Santos Filho e Mario Duarte Canever, do Centro Nacional de Pesquisa em Suínos e Aves, da Embrapa, em Concórdia (SC), na definição da metodologia do consumo animal de milho e na escolha dos coeficientes técnicos utilizados. Foram úteis também os comentários de Marcelo Nonnenberg, Celso Weydmann, Marcos Sawaya Jank, Paulo Faveret Filho e de participantes de seminários apresentados no IPEA, em Brasília, e no BNDES, no Rio de Janeiro.

mento da soja e a fabricação de óleo), assim como o abate de animais (bovinos, especialmente). Não foram mencionadas, nesse estudo, as atividades de criação e abate de aves e suínos.

Entretanto, há uma opinião generalizada de que a região Centro-Oeste, por produzir grãos mais baratos que os estados onde hoje se concentram as atividades de aves e suínos — especialmente Rio Grande do Sul e Santa Catarina —, poderia ter vantagem comparativa nessas atividades da agroindústria. Assim, ao analisarem o projeto Buriti, da Perdigão, Favaret Filho e Paula (1998, p. 125) afirmaram que esse projeto “se inscreve na marcha das empresas avícolas e suinícolas para o cerrado”, apontando para “uma nova geografia do setor (...) baseada na proximidade com as áreas fornecedoras de matérias-primas a baixo custo (especialmente milho para ração)”. No mesmo diapasão, Lopes e Caixeta Filho (1997, p. 20) afirmam que “dada a localização geográfica do Estado de Goiás e sua proximidade a grandes centros consumidores, o mesmo possui grande vantagem no processamento e na produção de alimentos, aproveitando a produção de matéria-prima agropecuária”. Wilkinson (1996, p. 117) informa que “entrevistas com as principais empresas privadas indicam que os novos investimentos serão dirigidos aos Cerrados (...)”. Talamini, Canever e Santos Filho (1998, p. 1) apontam, também, que “a partir do final da década de 80 tem crescido o interesse na expansão [das atividades de aves e suínos] para regiões não-tradicionais (...), como é o caso dos estados da região Centro-Oeste (...)”.

Se fosse verdade que os grãos baratos iriam atrair a agroindústria de animais, então haveria duas implicações importantes: em primeiro lugar, o desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste apresentaria um impacto muito maior sobre o desenvolvimento industrial regional; e, em segundo, as regiões do Sul do Brasil, onde hoje se concentram as atividades de aves e suínos, teriam de passar por um processo difícil de substituição de atividades.

Pretende-se aqui contribuir para o estudo do potencial competitivo do Centro-Oeste *vis-à-vis* as demais regiões nas atividades de aves e suínos e estabelecer até que ponto esse processo de migração das empresas avícolas e suinícolas está se manifestando nos dados disponíveis de produção animal e agroindustrial. A Seção 2 apresenta uma análise da produção do milho e da soja no Centro-Sul, procurando discernir quanto ao papel dinâmico cumprido pelo Centro-Oeste. A Seção 3 apresenta uma análise da estrutura espacial de preços do milho, o que permitirá umas primeiras conclusões sobre os possíveis fluxos interestaduais de comércio desse cereal. A Seção 4 apresenta uma análise similar para a soja. A Seção 5 apresenta estimativas de consumo estadual de milho no período 1980-1995. Pela comparação com as quantidades produzidas de milho em cada estado, pôde-se identificar com



mais precisão os fluxos interestaduais de comércio, que se mostraram consistentes com as conclusões da Seção 3.

A Seção 6 apresenta uma análise do consumo estadual de carnes de frango e de porco, com base no Endef e nas POFs de 1987 e 1996, comparando esse consumo com os abates estaduais de frangos e suínos e conseguindo-se, assim, obter estimativas dos fluxos interestaduais de comércio de carnes avícola e suinícola. Essa análise complementa a análise da Seção 5 sobre fluxos de comércio de milho, já que o padrão locacional da agroindústria se determina em função dos custos de transporte do milho desde as regiões produtoras, de um lado, e dos custos de transporte do produto acabado, de outro, em direção às regiões consumidoras. Afirmar que o milho estaria tendendo a atrair a agroindústria para o Centro-Oeste implica admitir que os fluxos de comércio das carnes de frango e de porco são mais intensos que os de milho.

A Seção 7 apresenta outros aspectos relativos à comparação entre o Sul e o Centro-Oeste, no que tange ao desenvolvimento agroindustrial. Usam-se dados sobre a estrutura de custos de produção de frangos e suínos, para avaliar melhor a questão da localização da agroindústria. Além disso, a partir da discussão do caso do projeto Buriti da Perdigão, considera-se a possibilidade de que outros fatores, ligados a economias de escala e custos de transação e de logística, tornem-se mais importantes no que se refere à realocação da produção animal em direção ao Centro-Oeste. Argumenta-se, ainda, que se por um lado a estrutura agrária do Centro-Oeste, baseada na média e grande propriedades, pode facilitar essas transformações técnicas, de outro impossibilita que as relações agricultura-indústria se organizem nos mesmos moldes do Sul, onde predomina a propriedade familiar. Na verdade, ainda não se conseguiu estabelecer um “modelo” de integração da agroindústria com o setor agrícola nos cerrados, o que é mais um aspecto relevante para a análise da questão locacional. A Seção 8, finalmente, apresenta as conclusões.

## **2 A EXPANSÃO AGRÍCOLA COMPARADA DO CENTRO-OESTE NO PERÍODO 1980-1997: OS CASOS DO MILHO E DA SOJA**

Conforme mostra a Tabela 1, a área colhida com o milho no Centro-Sul, que era de cerca de 9 milhões de hectares em 1980, aumentou de apenas 1 milhão de hectares entre esse ano e o de 1997. Todo esse aumento se deu no Centro-Oeste, onde a área passou de 1 milhão para 2 milhões de hectares entre esses dois anos, passando a representar 20% da área total do Centro-Sul em 1997. A produção de milho da região Centro-Sul, entretanto, refletindo o aumento da produtividade, passou de 19 milhões para 31 milhões de toneladas, um aumento de 12 milhões de toneladas, assim distribuído: 4 milhões para a região Sul, 2,7 milhões para o

Sudeste e 5 milhões para o Centro-Oeste. A participação do Centro-Oeste na produção total de milho do Centro-Sul passou de 10% para 22% entre 1980 e 1997, mais ou menos o mesmo crescimento da posição relativa observada para a área colhida, sinal de que a produtividade média do milho do Centro-Oeste cresceu à mesma taxa que a do total do Centro-Sul.

Note-se, na Tabela 1, que todo o aumento de produção da região Sul ocorreu na década de 1990, sob a forma de uma mudança de patamar, da ordem de 50%, a partir de 1992. Uma vez que nesse período ocorreu a liberalização das importações e do comércio interno de trigo, o que levou a uma grande queda da produção

TABELA 1  
MILHO: ÁREA COLHIDA E QUANTIDADE PRODUZIDA SEGUNDO AS REGIÕES DO CENTRO-SUL  
— 1980-1997  
[em milhões de ha e de t]

Anos	Sul		Sudeste		Centro-Oeste		Centro-Sul	
	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção
1980	5,1	11,6	2,9	5,6	1,0	2,1	9,0	19,3
1981	5,1	12,3	3,1	5,9	1,1	2,1	9,3	20,3
1982	5,2	11,2	3,2	6,7	1,2	2,5	9,6	20,4
1983	5,2	9,9	2,8	6,1	1,1	2,3	9,1	18,3
1984	5,2	11,3	2,9	5,7	1,1	2,3	9,2	19,3
1985	5,0	11,5	2,8	6,2	1,1	2,4	8,9	20,1
1986	4,7	8,2	3,0	6,7	1,4	3,3	9,1	18,2
1987	5,8	13,9	3,1	7,3	1,7	4,4	10,6	25,6
1988	4,9	10,5	2,9	7,2	1,7	4,4	9,5	22,1
1989	4,7	11,5	2,9	7,4	1,8	5,3	9,4	24,2
1990	4,7	11,8	2,7	5,2	1,5	3,2	8,9	20,2
1991	5,7	8,4	3,1	8,1	1,6	4,7	10,4	21,2
1992	5,6	16,1	3,2	8,2	1,5	4,6	10,3	28,9
1993	5,5	16,0	2,9	7,8	1,5	4,6	9,9	28,4
1994	5,3	16,2	2,9	7,1	1,8	5,6	10,0	28,9
1995	5,6	18,6	2,8	8,1	1,9	6,3	10,3	33,0
1996	5,0	14,0	2,6	7,3	2,0	6,9	9,6	28,2
1997	5,1	15,5	2,7	8,3	2,2	7,3	10,0	31,1

Fonte: IBGE.

nacional desse cereal nos anos 1990, considerou-se a possibilidade de que esse aumento da produção de milho no Sul se devesse ao cultivo de milho “safrinha” como cultura de inverno, em substituição ao trigo. A Tabela 2 permite verificar essa possibilidade. Note-se que o aumento de produção de milho no Sul não se deveu ao milho 2ª safra, mas ao milho 1ª safra. Mais interessante, contudo, é verificar o grande aumento que ocorreu no milho “safrinha” no Centro-Oeste nos anos 1990, saindo de 0 em 1990 para 2 milhões de toneladas em 1997, ou seja, 1/4 da produção total de 7,7 milhões de toneladas em 1997 e 40% de todo o aumento verificado na produção de milho no Centro-Oeste entre 1980 e 1997.

TABELA 2  
**QUANTIDADES PRODUZIDAS DE MILHO 1ª E 2ª SAFRAS SEGUNDO AS REGIÕES DO CENTRO-SUL**  
 — 1980-1997  
 [em milhões de t]

Anos	Sul		Sudeste		Centro-Oeste	
	1ª Safra	2ª Safra	1ª Safra	2ª Safra	1ª Safra	2ª Safra
1980	10,7		5,5		2,1	
1981	12,3		6,0		2,1	
1982	10,9		6,7		2,5	
1983	10,0		6,1		2,4	
1984	11,2	0,3	5,7		2,2	
1985	10,5	0,4	6,2		2,4	
1986	7,8	0,4	6,7		3,1	
1987	13,3	0,5	7,4		4,5	
1988	10,6	0,2	7,3		4,5	
1989	10,8	0,3	7,4	0,1	5,1	
1990	11,5	0,3	5,5	0,1	3,3	
1991	8,4	0,4	7,7	0,5	4,4	0,1
1992	15,3	0,7	7,7	0,6	4,4	0,2
1993	14,2	1,1	7,4	0,9	3,9	0,4
1994	15,7	0,7	7,0	0,5	4,8	0,9
1995	17,6	1,4	7,6	0,9	5,4	1,0
1996	12,7	1,4	6,9	0,8	5,6	1,1
1997	15,0	0,9	7,7	0,8	5,7	2,1

Fonte: Conab.

A explicação mais provável da expansão do milho 2ª safra no Centro-Oeste é a crescente adoção do plantio direto na cultura da soja, o que favorece o uso do milho como cobertura do solo no inverno, e a necessidade agronômica da rotação com a soja, que estimula, também, o milho 1ª safra. Isso faz do milho uma cultura que tende a acompanhar a expansão da soja no médio e longo prazos, mas não no curto prazo, quando são culturas substitutas. Como o milho 2ª safra é mais sujeito ao risco climático, predomina a menor utilização de insumos por hectare *vis-à-vis* o milho 1ª safra, do que decorre menor produtividade (Tabela 3).

TABELA 3  
**PRODUTIVIDADE DO MILHO 1ª E 2ª SAFRAS POR REGIÕES DO CENTRO-SUL — 1980-1997**  
 [em t/ha]

Anos	Sul		Sudeste		Centro-Oeste	
	1ª Safra	2ª Safra	1ª Safra	2ª Safra	1ª Safra	2ª Safra
1980	2,1		2,0		2,1	
1981	2,5		2,1		1,9	
1982	2,1		2,1		2,1	
1983	2,0		2,2		2,1	
1984	2,2	1,9	1,9		1,8	
1985	2,2	1,9	2,2		2,1	
1986	1,6	1,9	2,2		2,2	
1987	2,4	1,9	2,3		2,5	
1988	2,2	1,3	2,5		2,7	
1989	2,4	1,3	2,6	1,3	3,0	
1990	2,5	1,6	2,0	2,2	2,2	1,9
1991	1,7	1,6	2,6	2,1	2,9	1,7
1992	2,9	2,2	2,6	2,1	3,1	1,7
1993	3,0	2,1	2,7	2,4	3,3	1,4
1994	3,2	1,0	2,7	1,5	3,7	1,6
1995	3,4	2,4	3,0	2,3	4,0	2,0
1996	2,7	2,4	3,0	2,1	4,0	2,0
1997	3,3	1,4	3,3	1,9	4,2	2,5

Fonte: Conab.

Em contraste com o milho, a área de soja quadruplicou no Centro-Oeste entre 1980 e 1997, caindo no Sul e permanecendo pouco expressiva no Sudeste (Tabela 4). A produção de soja se manteve estagnada na região Sul, na faixa de 11,8 milhões de toneladas, aumentou de apenas 1,2 milhão de toneladas no Sudeste, e saltou de 2 milhões para 10 milhões de toneladas no Centro-Oeste.

Os Gráficos 1 e 2 permitem verificar a evolução relativa dos rendimentos físicos do milho e da soja nas regiões Sudeste e Sul, comparadas com a região Centro-Oeste. Vê-se no Gráfico 1 que na região Sudeste os diferenciais de rendimentos físicos *vis-à-vis* o Centro-Oeste, tanto do milho quanto da soja, têm claramente uma

TABELA 4  
SOJA: ÁREA COLHIDA E QUANTIDADE PRODUZIDA SEGUNDO AS REGIÕES DO CENTRO-SUL —  
1980-1997  
[em milhões de ha e de t]

Ano	Sul		Sudeste		Centro-Oeste		Centro-Sul	
	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção
1980	6,9	11,9	0,7	1,4	1,1	1,9	8,8	15,2
1981	6,6	11,7	0,7	1,3	1,2	2,0	8,5	15,0
1982	6,1	9,0	0,7	1,4	1,4	2,5	8,2	12,8
1983	5,8	10,0	0,7	1,4	1,6	3,1	8,1	14,6
1984	6,2	10,1	0,8	1,4	2,3	4,0	9,4	15,5
1985	6,3	10,7	0,9	1,8	2,9	5,7	10,1	18,2
1986	5,4	6,4	0,9	1,7	2,8	5,1	9,1	13,2
1987	5,2	9,3	0,9	1,7	2,8	5,8	9,0	16,8
1988	5,9	8,9	1,0	1,9	3,3	6,8	10,3	17,6
1989	6,5	12,0	1,2	2,5	4,1	8,9	11,8	23,4
1990	6,1	11,5	1,1	1,7	3,8	6,5	11,1	19,7
1991	5,4	6,0	1,0	2,0	3,1	6,5	9,4	14,5
1992	4,9	9,5	0,9	1,8	3,3	7,4	9,1	18,7
1993	5,4	11,3	1,0	2,1	3,8	8,5	10,2	21,9
1994	5,6	11,2	1,1	2,5	4,3	10,2	11,0	23,9
1995	5,4	12,0	1,1	2,4	4,6	10,0	11,1	24,4
1996	5,4	11,2	1,1	2,2	3,7	9,1	10,2	22,6
1997	5,7	11,9	1,1	2,5	4,0	10,1	10,8	24,5

Fonte: IBGE.

GRÁFICO 1  
**MILHO E SOJA: DIFERENÇAS DE RENDIMENTOS FÍSICOS DA REGIÃO SUDESTE EM RELAÇÃO À REGIÃO CENTRO-OESTE — 1980-1997**

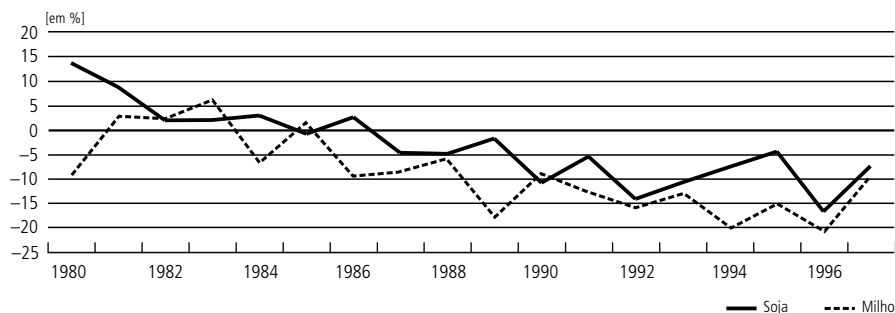
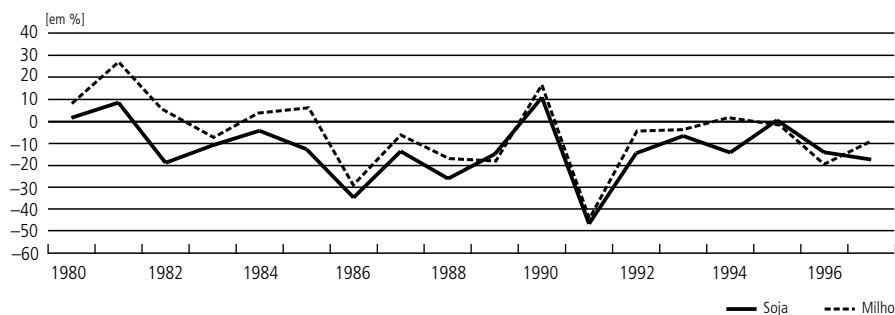


GRÁFICO 2  
**MILHO E SOJA: DIFERENÇAS DE RENDIMENTOS FÍSICOS DA REGIÃO SUL EM RELAÇÃO À REGIÃO CENTRO-OESTE — 1980-1997**



tendência decrescente, passando de positivos a negativos entre o início dos anos 1980 e meados da década de 1990. No caso da região Sul o mesmo não acontece: a grande flutuação desses diferenciais impede a constatação de qualquer tendência (Gráfico 2). A Tabela 5 confirma essa maior variabilidade de rendimentos físicos na região Sul, em comparação com as demais regiões, tanto para a soja como para o milho. Os coeficientes de variação dos resíduos em torno da tendência (estimada pela exponencial) são maiores na região Sul — e, dentro desta, pela ordem, no Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná — do que nas demais regiões.

Essa maior variabilidade de rendimentos físicos na região Sul, com destaque para o Rio Grande do Sul, cria um problema de competitividade para a produção animal localizada nessa região, *vis-à-vis* as demais regiões. Teria sido esse problema que, na opinião do professor Guilherme Leite da Silva Dias, da USP, levou as grandes empresas do Sul a planejarem sua expansão no Centro-Oeste.<sup>1</sup> Em suma,

1. Essa opinião foi expressa em seminário no BNDES sobre este artigo. O professor Celso Weydmann, da UFSC, apontou também esse problema, em comentário enviado aos autores.

TABELA 5  
**VARIABILIDADE DOS RENDIMENTOS FÍSICOS DO MILHO E DA SOJA POR REGIÕES E ESTADOS DO CENTRO-SUL — 1980-1997**

Regiões	Milho	Soja
Sudeste	0,12	0,08
Centro-Oeste	0,08	0,09
Sul	0,14	0,15
Rio Grande do Sul	0,23	0,21
Santa Catarina	0,16	0,15
Paraná	0,13	0,11

Nota: A variabilidade é medida pelo coeficiente de variação nos resíduos em relação à tendência exponencial.

os dados mostram que a produção de “grãos” no Centro-Oeste se diferencia bastante da região Sul, parecendo que o milho, nesta última região, é uma lavoura consolidada, enquanto no Centro-Oeste é uma lavoura que tem crescido bem rápido, mas dependente totalmente da soja. Esta observação explica por que o milho continua sendo produzido mesmo com problemas crônicos de comercialização, que se refletem na contínua formação de estoques de milho pelo governo no Centro-Oeste [Goldin e Rezende (1993) e Castro e Fonseca (1995)], o que levou o governo a reduzir o preço mínimo do milho no Centro-Oeste no ano agrícola de 1997-1998. Como é o milho, e não a soja, o ingrediente principal no custo da ração, essas conclusões são, obviamente, muito relevantes para a questão aqui tratada.

### 3 A ESTRUTURA ESPACIAL DOS PREÇOS DO MILHO NO BRASIL — 1980-1995

Para verificar mais diretamente a hipótese de que a região Centro-Oeste estaria atraindo a produção de aves e suínos devido a preços mais baixos do milho e, portanto, da ração, procedeu-se à análise da estrutura espacial de preços do milho no Brasil no período 1980-1995 usando os dados de preços recebidos pelos agricultores da Fundação Getulio Vargas. A próxima seção apresenta uma análise similar para os preços da soja.

É importante enfatizar que se limitou, aqui, a mensurar a estrutura espacial de preços, em vez de *explicar* como ela se forma. Na verdade, a estrutura de preços é resultado de muitos fatores, incluindo a oferta e a demanda de milho em cada estado, o grau de abertura da economia ao comércio internacional e a influência de políticas públicas, tal como a política de preços mínimos. Enquanto a estrutura

de preços nos anos 1980 foi influenciada pelos preços mínimos e pela economia fechada, nos anos 1990 os preços foram formados em um ambiente de comércio mais livre e de menor intervenção do governo. A seguir, será focalizado esse período mais recente porque ele reflete a política econômica que deverá prevalecer no futuro.

Conforme mostra o Gráfico 3, que sintetiza a informação para o período 1990-1995, há no Brasil quatro regiões relativamente homogêneas em termos de preços de milho, e que se diferenciam de forma progressiva entre si: a primeira é formada pelo conjunto dos Estados do Paraná e do Centro-Oeste; a segunda, pelos Estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina; a terceira, pelos Estados de São Paulo e de Minas Gerais; e a quarta, pelos Estados do Espírito Santo, do Rio de Janeiro, do Nordeste e do Norte (não incluído no gráfico). A Tabela 6 mostra a existência das quatro regiões com mais nitidez ainda. Essa tabela, que agora usa os diferenciais de preços entre todos os estados e o Paraná, cobre todo o período de observação. Esses diferenciais de preços, quando conjugados com informações sobre custos de transporte por tonelada de milho (obtidas do Sistema de Informação de Frete para Cargas Agrícolas (Sifreca), da Esalq, que se referem a julho de 1997 e incluem distâncias de Goiás para 68 localidades no Brasil), já permitem algumas conclusões preliminares.

Conquanto os dados do Sifreca se refiram a um único ponto no tempo, os custos de transporte para bens agrícolas têm sido relativamente estáveis durante os últimos três anos [ver Soares, Galvani e Filho (1997)]. Em reais de dezembro de 1995, observa-se que os custos de transporte por t/km eram em média 2,5 centavos para distâncias acima de 1.000 km, subindo para 4,6 centavos para viagens abaixo de 100 km. Para distâncias entre 500 km e 1.000 km, o custo médio era de 2,8 centavos por t/km. Então, o diferencial médio de preço por tonelada no

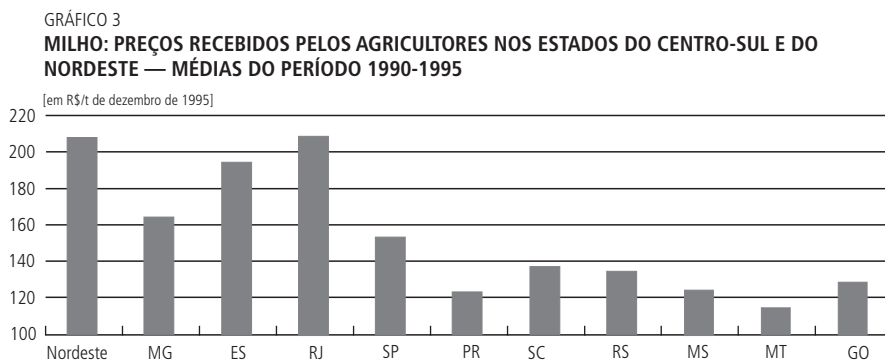




TABELA 6  
**MILHO: DIFERENCIAIS DE PREÇOS RECEBIDOS PELOS AGRICULTORES EM CADA ESTADO  
 EM COMPARAÇÃO COM O PARANÁ — MÉDIAS DOS PERÍODOS 1980-1984, 1985-1989 E  
 1990-1995**  
 [em R\$/t de dezembro de 1995]

Estados	Períodos		
	1980-1984	1985-1989	1990-1995
Nordeste			
Maranhão	51	37	55
Piauí	106	26	68
Ceará	136	45	81
Rio Grande do Norte	170	63	110
Paraíba	152	34	84
Pernambuco	133	37	92
Sergipe	133	56	110
Bahia	101	48	79
Sudeste			
Minas Gerais	35	32	41
Espírito Santo	65	44	71
Rio de Janeiro	84	59	85
São Paulo	24	22	30
Sul			
Santa Catarina	17	7	14
Rio Grande do Sul	22	16	11
Centro-Oeste			
Mato Grosso do Sul	-3	4	1
Mato Grosso	3	-1	-9
Goiás	5	1	5

Fonte: FGV.  
 Nota: Deflator utilizado — IGP-DI.

período 1990-1995 entre Santa Catarina e Rio Grande do Sul de R\$ 2,25, por exemplo, implica que o comércio era improvável para quaisquer distâncias maiores que 50 km.<sup>2</sup> Similarmente, o diferencial médio de preço entre Santa Catarina e Goiás de R\$ 8,72 só compensaria custos de transporte para uma distância na vizinhança de 200 km. Uma viagem de Goiás a Santa Catarina, contudo, é bastante similar a uma viagem de Goiatuba (GO) a Paranaguá (PR) e os dados do Sifreca mostram que essa distância de 1.250 km custava R\$ 35,74.

O comércio entre Paraná e seus vizinhos no Sul, contudo, parece muito viável. O diferencial médio de preço entre Paraná e Santa Catarina era R\$ 13,50, mostrando que distâncias de até 500 km eram viáveis. Dado que a distância entre Curitiba (PR) e Florianópolis (SC) é de apenas 300 km, grande parte de Santa Catarina poderia, em tese, ser suprida pelo Paraná.<sup>3</sup> Análise de diferenciais de preços anuais entre Paraná e Rio Grande do Sul mostra que o comércio era provável na maioria dos anos, mas não em todos. Em 11 dos 16 anos entre 1980 e 1995, o diferencial de preço poderia ter compensado os custos de transporte em até 500 km. Dado que a distância entre Curitiba e Porto Alegre é de 711 km, algo como a metade sul do Paraná devia ter sido capaz de suprir a metade norte do Rio Grande do Sul. Contudo, em anos mais recentes, como 1990, 1992 e 1993, a faixa economicamente viável de comércio reduziu-se bruscamente. Então, não surpreende que, com a liberalização comercial, o Paraná deva competir com a Argentina pelo mercado no Rio Grande do Sul. Era viável para o Paraná, também, mandar milho para todos os estados do Sudeste.

O comércio entre os estados do Centro-Oeste e do Sudeste também era viável. O diferencial médio de preço entre São Paulo e Goiás, por exemplo, era de R\$ 25,48 no período 1990-1995 (ver Gráfico 3 e Tabela 6). De acordo com o Sifreca, o custo de embarcar uma tonelada de milho de Rio Verde (GO), — uma região com grande excedente de milho — para Campinas (SP) — uma região grande consumidora — era de R\$ 24,99, sugerindo que a arbitragem espacial estava funcionando bem. O comércio entre Goiás e o Nordeste também parece econômico. O diferencial médio de preço entre Goiás e Pernambuco, por exemplo, foi de R\$ 87 em 1990-1995, enquanto o Sifreca informa que o custo de embarcar uma tonelada de milho de Rio Verde (GO) para Vitória de Santo Antão (PE), próximo a Recife, era de R\$ 65.

A Tabela 6 também sugere que não se pode descartar outros fluxos de comércio intra-regionais, como o de Minas Gerais para Espírito Santo ou Rio de Janeiro,

2. Deve-se alertar que essa é uma média para o período de cinco anos. De um ano a outro, e de uma estação a outra, diferenciais de preço poderiam permitir mais comércio.

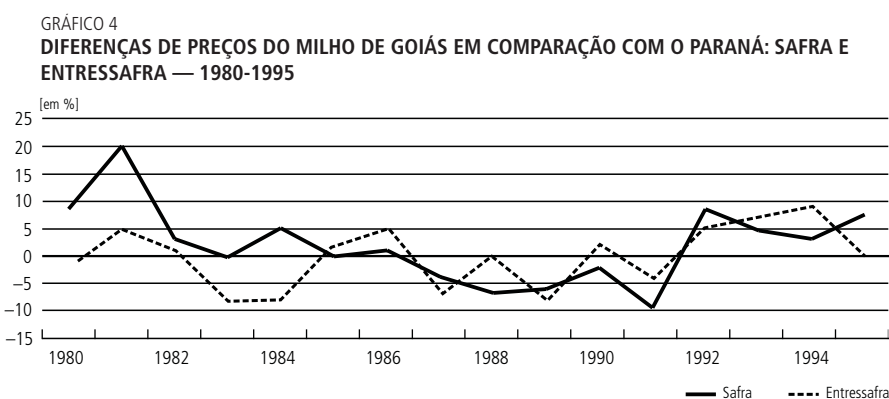
3. As distâncias citadas são por rodovia e foram tiradas do *Guia Quatro Rodas Brasil 1997*.

de São Paulo para os mesmos dois estados, e de um estado a outro do Nordeste. Entretanto, para se saber se esses fluxos realmente ocorrem, precisa-se estimar o consumo de milho por estado.

Finalmente, uma conclusão preliminar pode ser tirada acerca do argumento de que o milho barato está atraindo a produção de aves e suínos ao Centro-Oeste. A análise dos diferenciais de preços sugere que pode haver economia considerável de custos, resultado da transferência da produção de animais do Sudeste para o Centro-Oeste. O preço do milho nos anos 1990 foi em média R\$ 25 a R\$ 80 mais barato em Goiás que nos quatro estados do Sudeste. O mesmo não pode ser dito sobre o Sul. Os preços do milho no Paraná tenderam a ser menores do que em Goiás nos anos 1990 e, com exceção de alguns anos, a diferença com Santa Catarina e Rio Grande do Sul não tem sido muito grande.<sup>4</sup> Então, se a produção animal deve migrar do Sul para o Centro-Oeste, é provável que o seja por outras razões que não o preço do milho.

Esses diferenciais médios anuais talvez mascarem diferenças importantes entre safra e entressafra. Para verificar isso, são calculados também esses diferenciais, agora em termos percentuais, entre cada estado da região Centro-Sul e Paraná e Goiás. Os resultados mostram que somente para os estados do Sudeste há uma relação sistemática entre os diferenciais de preços na safra e na entressafra, os últimos sempre superiores aos primeiros. Para ilustrar o fenômeno, optou-se por apresentar os resultados da comparação de Goiás (Gráfico 4), Rio Grande do Sul (Gráfico 5) e São Paulo (Gráfico 6) com o Paraná.

De acordo com o Gráfico 4, os diferenciais de preços entre Goiás e Paraná não diferem sistematicamente segundo se trate de período de safra ou entressafra.



4. De 1992 a 1995, por exemplo, os diferenciais de preços entre Santa Catarina e Goiás foram só 0, 9, 4 e 3. Com o Rio Grande do Sul, os diferenciais para o mesmo período foram -6, 2, 9 e 7.

GRÁFICO 5  
DIFERENÇAS DE PREÇOS DO MILHO DO RIO GRANDE DO SUL EM COMPARAÇÃO COM O  
PARANÁ: SAFRA E ENTRESSAFRA — 1980-1995

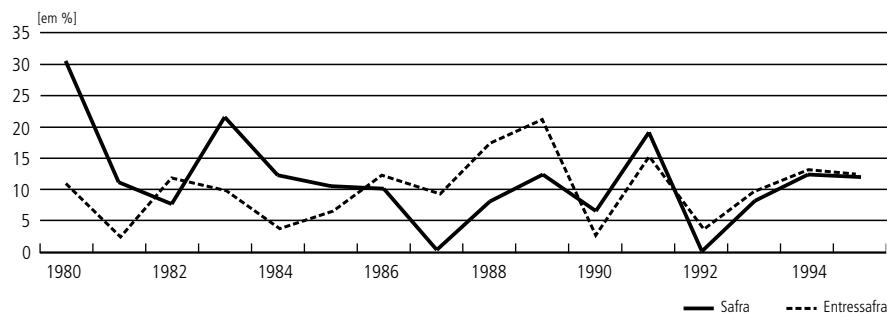
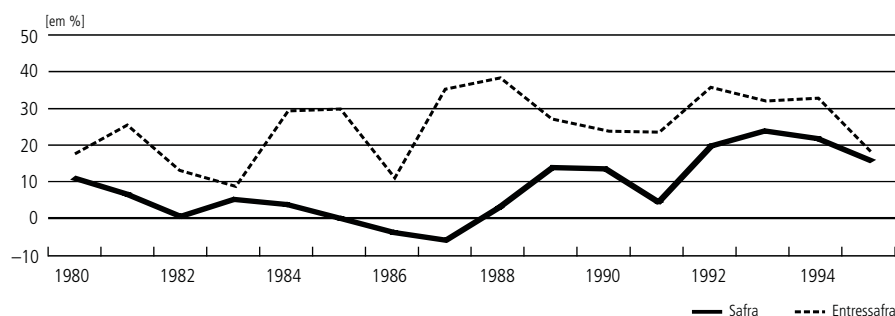


GRÁFICO 6  
DIFERENÇAS DE PREÇOS DO MILHO DE SÃO PAULO EM COMPARAÇÃO COM O PARANÁ: SAFRA  
E ENTRESSAFRA — 1980-1995



Um fato importante é uma tendência de redução do preço do milho no período da safra em Goiás em comparação com o Paraná. Essa tendência, entretanto, sofre uma reversão abrupta no período posterior a 1992, exatamente quando, como já visto na Seção 2, há um “salto” na produção de milho na região Sul. O mesmo fenômeno de elevação relativa do preço de Goiás ocorre na entressafra.<sup>5</sup>

Já os diferenciais de preços entre o Rio Grande do Sul e o Paraná (Gráfico 5), embora sempre positivos na entressafra e, com exceção apenas dos anos de 1987 e 1992, também na safra, não apresentam diferenças sistemáticas entre si, havendo anos, inclusive, em que os diferenciais na safra são maiores do que na entressafra (1989, por exemplo). Finalmente, apresenta-se a comparação de São Paulo com o Paraná (Gráfico 6). Os diferenciais de preços na entressafra são sempre superiores aos diferenciais na safra, embora aparentemente esteja havendo uma convergência

5. É possível, contudo, que a maior facilidade de importar milho da Argentina, devido ao Mercosul, tenha contribuído também para essa queda do preço do milho no Paraná em comparação com Goiás. Se isso for verdade, então a abertura teria tornado o Sul mais competitivo na produção animal. É possível também que o Nordeste tenha se beneficiado de menores preços do milho, devido às importações.

desses diferenciais na década de 1990. Como já se notou, esse padrão de São Paulo é comum para todo o Sudeste.<sup>6</sup>

Com base nas características diferenciadoras das regiões Sul e Sudeste no que tange ao grau de auto-abastecimento de milho, talvez seja possível explicar por que os diferenciais de preços com relação ao Paraná (e também Goiás) são maiores na entressafra do que na safra só para os estados do Sudeste. Com efeito, como mostrará nossa análise sobre déficits e superávits de milho por estado, os estados do Sudeste (com a possível exceção de Minas Gerais) são grandes importadores líquidos de milho, enquanto os estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina (este último em menor medida) são importadores eventuais. Ora, o fato de o preço do milho na entressafra subir mais no Sudeste do que nas regiões exportadoras (Paraná e Centro-Oeste) é consistente com a hipótese de que, na realidade, o comércio entre essas regiões se viabiliza muito mais na entressafra, com o mercado na safra sendo abastecido pela produção local. Nos estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina, entretanto, haveria menor dependência do produto do Paraná mesmo na entressafra. Uma extensão de nossa análise anterior, comparando os diferenciais de preços com custos de transporte nos períodos de safra e entressafra, poderia testar essa hipótese, mas isso não será visto aqui.

#### 4 A ESTRUTURA ESPACIAL DOS PREÇOS DA SOJA — 1980-1995

Por se tratar de um produto de exportação, os preços da soja em cada estado devem ser, pelo menos, iguais aos preços FOB nos portos de embarque mais próximos às zonas produtoras de cada estado, menos os custos de transferência de cada região em relação a esses portos de embarque. Os preços da soja podem, contudo, ser maiores que esses “pisos” graças à industrialização do grão e sua venda na forma de óleo ou farelo. Tanto o grão como seus subprodutos, o óleo e o farelo, podem também ser comercializados pelos estados entre si, devendo então observar-se a consistência entre os diferenciais de preços e os custos de transferência, de forma análoga ao caso do milho.

Vê-se, assim, que a análise da estrutura espacial de preços da soja é mais complexa que a do milho. A Tabela 7 apresenta os diferenciais de preços nos períodos 1980-1984, 1985-1989 e 1990-1995, considerando os preços de Goiás como base de comparação. Vê-se que os diferenciais em relação a Santa Catarina e Rio Grande do Sul são relativamente pequenos (embora crescentes no período

6. Note-se que, embora os diferenciais de preços não variem em termos percentuais, eles certamente estão variando em termos absolutos, pois os preços do milho são geralmente mais altos na entressafra. Isso significa que os diferenciais de preços absolutos entre os estados do Sudeste e o Paraná (ou Goiás) — que são os que interessam para viabilizar ou não o comércio — são muito maiores na entressafra do que na safra.

TABELA 7  
**SOJA: DIFERENCIAIS DE PREÇOS RECEBIDOS PELOS AGRICULTORES EM ESTADOS DO CENTRO-SUL COMPARADOS COM GOIÁS — MÉDIAS DOS PERÍODOS 1980-1984, 1985-1989 E 1990-1995**  
 [em R\$/t de dezembro de 1995]

Estados	Diferenciais de preços		
	1980-1984	1985-1989	1990-1995
Minas Gerais	23,3	9,5	18,0
São Paulo	36,2	30,1	33,9
Paraná	24,4	15,9	16,8
Santa Catarina	6,4	2,1	20,2
Rio Grande do Sul	0,6	15,5	21,7
Mato Grosso do Sul	-2,1	0,7	6,3
Mato Grosso	-4,8	-15,5	-11,5

1980-1995), especialmente em face da crença que se tem quanto aos custos de transporte da soja entre Goiás e os portos de exportação.

Note-se ainda que a soja é também importada pelo Brasil, na entressafra (época de safra no hemisfério norte). A estrutura espacial de preços poderia, então, inverter-se, com os estados mais próximos dos portos de entrada apresentando preços menores ao produtor do que os estados mais distantes. Se isso fosse verdade, então os diferenciais médios de preços apresentados na Tabela 7 estariam subestimando os diferenciais para o Sudeste e o Sul na época da safra e superestimando-os nos meses de entressafra. Para verificar isso, esses diferenciais foram calculados separadamente para os períodos de safra e entressafra, mas a hipótese acima não se verificou: nos dois períodos, a estrutura espacial de preços de soja é a mesma.

### 5 SUPERÁVITS E DÉFICITS DE MILHO POR ESTADOS — 1980-1995

A análise de preços na seção anterior identificou o padrão viável de comércio de milho entre estados no Brasil e contribuiu para identificar se preços menores de grãos no Centro-Oeste estariam atraindo agroindústrias de base animal do Sul. Diferenciais de preços maiores que os custos de transporte indicam a viabilidade de comércio e a direção que ele deveria assumir. Os diferenciais de preços, entretanto, não bastam para se dizer se o comércio realmente ocorre e, em caso afirmativo, em que magnitude. Nesta seção, complementou-se a análise de preços com estimativas de superávits e déficits de milho em cada estado. As quantidades estimadas permitem confirmar as conclusões obtidas da análise de preços, assim como descrever o volume de comércio de milho entre estados.

Para se estimar os superávits e déficits anuais existentes, precisa-se primeiro estimar o consumo de milho em nível estadual. Foram comparadas nossas estimativas de consumo com as estimativas da Conab em nível nacional para se decompor a estrutura de consumo de milho no Brasil. São apresentadas, então, informações de mudanças importantes na localização de aves e suínos, que são os consumidores mais importantes de milho. Por fim, combinamos nossas estimativas de consumo com dados de produção para analisar o volume de comércio interestadual no período 1980-1995.

### 5.1 Estimando o Consumo de Milho

Em contraste com outros produtos agrícolas no Brasil, como arroz e feijão, o consumo humano direto de milho constitui uma porção pequena do consumo total desse cereal. Como será mostrado a seguir, os animais são responsáveis pela maior parte do consumo de milho. Aves e suínos, de acordo com as nossas estimativas, consomem cerca de 2/3 do milho no Brasil. Uma descrição detalhada da metodologia empregada para estimar o consumo de milho pode ser vista no Apêndice.

Em suma, o procedimento envolveu estimativas separadas do consumo de milho por aves, suínos, outros animais e por indústrias e seres humanos. A estimativa do consumo de milho por aves envolveu separar a produção de frangos da produção de ovos e, para cada um, separar a produção comercial da produção de subsistência. No caso dos suínos, foram usados dados dos censos agrícolas para caracterizar o nível tecnológico de cada estado para depois poder estimar o abate e o consumo estaduais. Para os outros componentes, que correspondem a cerca de 25% do consumo de milho, foram incorporadas estimativas de outras fontes. Foi necessário adotar uma série de hipóteses que poderiam introduzir um viés nos resultados. Conseqüentemente, examinou-se a sensibilidade das estimativas a várias hipóteses possíveis. Em geral, os resultados foram bem expressivos. Foi dado um indicador de confiança relacionado às nossas estimativas, de modo que o leitor possa identificar as exceções.

As Tabelas 8 e 9 resumem nossas estimativas de consumo de milho por aves e suínos em nível nacional e fazem algumas comparações com os dados da Conab. A Tabela 8 mostra que, de acordo com a Conab, aves e suínos comerciais respondiam por uma média de 43% do consumo aparente de milho ao longo do período. O consumo total (comercial e não-comercial) de milho por esses dois setores, de acordo com nossas estimativas, era cerca de 50% maior, representando o mais importante componente do consumo nacional. Estimou-se que aves e suínos eram responsáveis por uma média de 62% do consumo nacional de milho entre 1980 e

TABELA 8  
CONSUMO DE MILHO NO BRASIL: AVICULTURA E SUINOCULTURA — 1980-1995

Anos	Conab						Nossa estimativa			
	Consumo total (1.000t)	Consumo rural e perda (1.000t)	Avicultura comercial	Suinocultura comercial	Aves e suínos comerciais	Avicultura (1.000t)	Suinocultura (1.000t)	Avicultura e suinocultura (% do consumo total)	Avicultura e suinocultura (% do consumo rural)	
			(1.000t)	(1.000t)	(% do consumo total)					
1980	20.177	7.783	4.746	4.054	44	8.598	4.731	66	58	
1981	21.995	9.775	4.848	3.994	40	8.627	4.379	59	43	
1982	20.609	8.823	4.814	3.656	41	9.003	4.436	65	56	
1983	19.461	7.691	4.824	3.772	44	8.615	4.144	66	54	
1984	19.955	8.425	4.450	3.420	39	8.955	4.157	66	62	
1985	22.957	10.507	4.950	3.620	37	9.120	4.047	57	44	
1986	21.689	6.968	6.390	3.960	48	9.624	4.380	65	52	
1987	26.350	10.700	6.920	4.190	42	10.098	5.060	58	38	
1988	25.320	10.205	6.390	4.100	41	10.038	4.766	58	42	
1989	26.140	10.485	6.940	4.000	42	10.408	4.328	56	36	
1990	24.800	8.383	7.510	4.095	47	10.810	4.923	63	49	
1991	25.288	8.838	7.140	4.300	45	11.831	5.428	68	66	

(continua)



(continuação)

Anos	Conab						Nossa estimativa			
	Consumo total (1.000t)	Consumo rural e perda (1.000t)	Avicultura comercial (1.000t)	Suinocultura comercial (1.000t)	Aves e suínos comerciais (% do consumo total)	Suinocultura comercial (1.000t)	Avicultura (1.000t)	Suinocultura (1.000t)	Avicultura e suinocultura	
									(% do consumo total)	(% do consumo rural)
1992	28.500	10.914	7.750	4.470	43	4.470	12.597	5.886	65	57
1993	30.775	11.681	8.485	4.849	43	4.849	12.868	6.115	62	48
1994	32.732	12.035	9.249	5.249	44	5.249	13.529	6.763	62	48
1995	35.514	13.141	9.890	5.756	44	5.756	14.429	7.748	62	50
Média					43				62	50

TABELA 9  
**CONSUMO TOTAL DE MILHO NO BRASIL — 1980-1995**

Anos	Conab					Consumo comercial	Aves e suínos (% do consumo total)	Perdas	Total
	Consumo total	Consumo comercial			Sementes				
		Outros animais	Moagem						
		(1.000t)							
1980	20.177	1.194	2.200	200	200	18	66	5	89
1981	21.995	1.202	1.976	200	200	15	59	5	79
1982	20.609	1.216	1.900	200	200	16	65	5	86
1983	19.461	1.200	1.774	200	200	16	66	5	87
1984	19.955	1.160	2.300	200	200	18	66	5	89
1985	22.957	1.900	2.530	150	150	20	57	5	82
1986	21.689	1.300	2.900	170	170	20	65	5	90
1987	26.350	1.360	3.000	180	180	17	58	5	80
1988	25.320	1.360	3.150	115	115	18	58	5	82
1989	26.140	1.390	3.200	125	125	18	56	5	79
1990	24.800	1.359	3.253	201	201	19	63	5	88

(continua)

(continuação)

Anos	Conab					Perdas	Total
	Consumo total	Consumo comercial			Aves e suínos (% do consumo total)		
		Outros animais	Moagem	Sementes			
		(1.000t)					
1991	25.288	1.400	3.400	210	20	68	93
1992	28.500	1.540	3.630	196	19	65	89
1993	30.775	1.616	3.940	204	19	62	85
1994	32.732	1.720	4.196	283	19	62	86
1995	35.514	1.873	4.568	286	19	62	86
Média					18	62	86

1995, sendo o consumo de aves duas vezes maior que o de suínos. Dos 42% do consumo de milho atribuídos em média à avicultura durante esse período, 2/3 foram usados para frango de corte e 1/3 para produção de ovos. A última coluna da Tabela 8 mostra que aves e suínos consumiam cerca de 50% do “consumo rural e perdas”. Nossas estimativas mostram a importância da produção não-comercial de aves e suínos no consumo de milho, e conseguem explicar a metade de uma categoria que é tratada como um resíduo.

A Tabela 9 combina nossas estimativas com os outros componentes de consumo comercial que a Conab informa, para determinar que percentagem do consumo aparente nacional pode ser explicada. Além de aves e suínos, de acordo com os dados da Conab, o consumo comercial é composto de “outros animais”, “moagem” e “sementes”. Esses três componentes respondiam por uma média de 18% do consumo total (ver coluna 5). A coluna 6 reproduz nossas estimativas como uma percentagem do consumo nacional. Na coluna 7, deduz-se, muito conservadoramente, que as “perdas” ocorridas durante o processo de transporte e estocagem representavam somente 5% da produção nacional. A coluna 8 mostra o total do consumo comercial, aves e suínos, e perdas. Essas três categorias somavam um mínimo de 79% e um máximo de 93% durante o período, com uma média de 86%. Então, há ainda uma média de 14% do consumo nacional que não é explicada. A maior parte disso, acredita-se, era consumida não comercialmente por outros animais no setor agrícola.

## 5.2 Mudanças Regionais na Localização de Aves e Suínos

A Tabela 10 apresenta informação sobre a distribuição dos estoques de aves e suínos em comparação com a produção de milho no período 1980-1995. A tabela mostra o alto grau de concentração da produção de milho em um pequeno número de estados. Seis estados — Paraná, Rio Grande do Sul, São Paulo, Minas Gerais, Santa Catarina e Goiás — respondiam por mais de 90% da produção total de milho no início dos anos 1980. Em 1995 este número tinha caído para 83%. A diferença pode ser atribuída a dois outros estados do Centro-Oeste — Mato Grosso e Mato Grosso do Sul — que em 1995 tinham aumentado sua participação na produção nacional para 7%. O estoque de aves, por outro lado, não estava tão concentrado num pequeno número de estados como a produção de milho. Enquanto oito estados no Centro-Sul somavam mais de 90% da produção de milho nos anos 1990, esses mesmos estados possuíam apenas 73% do estoque de aves desde 1985. A principal diferença era o Nordeste, que tinha cerca de 17% das aves. O estoque de suínos era ainda menos concentrado do que o de aves. Nos últimos dez anos, os oito maiores estados produtores de milho tinham apenas 60% dos suínos, enquanto o Nordeste tinha 27%.

TABELA 10  
**PRODUÇÃO DE MILHO EM GRÃO E EFETIVO DE AVES E SUÍNOS — 1980-1995**  
 [em % do total nacional]

Estados	Média 1980-1984			Média 1985-1989			Média 1990-1995		
	Aves	Suínos	Milho	Aves	Suínos	Milho	Aves	Suínos	Milho
Rondônia	0,7	1,7	0,6	1,0	2,2	0,8	1,1	3,1	1,0
Acre	0,3	0,5	0,1	0,3	0,5	0,1	0,3	0,5	0,2
Amazonas	0,5	0,8	0,0	0,5	0,6	0,0	0,4	0,7	0,0
Roraima	0,1	0,1	0,0	0,1	0,2	0,0	0,1	0,1	0,0
Pará	2,1	4,1	0,5	2,4	4,9	0,9	2,4	5,9	0,9
Amapá	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0
Maranhão	2,9	8,5	1,0	2,5	8,5	1,0	2,2	8,2	1,0
Piauí	1,1	3,7	0,4	1,4	4,8	1,2	1,4	4,8	0,8
Ceará	3,1	2,4	0,5	4,3	4,0	1,0	3,4	3,8	0,9
Rio Grande do Norte	0,4	0,3	0,1	0,5	0,5	0,2	0,4	0,5	0,2
Paraíba	0,8	0,6	0,3	1,0	0,9	0,6	1,0	0,8	0,4
Pernambuco	3,2	1,5	0,5	3,3	1,7	0,7	3,2	1,5	0,4
Alagoas	0,4	0,2	0,1	0,4	0,3	0,1	0,4	0,3	0,1
Sergipe	0,4	0,2	0,2	0,6	0,3	0,3	0,5	0,3	0,1
Bahia	3,6	6,2	1,0	4,1	6,6	1,3	4,2	6,9	1,7
Minas Gerais	11,5	9,9	13,7	10,2	9,8	13,4	9,6	9,6	12,0
Espírito Santo	1,5	1,4	1,0	1,1	1,3	1,0	1,4	1,2	0,8
Rio de Janeiro	3,4	0,9	0,3	3,0	1,0	0,3	2,9	0,9	0,2
São Paulo	22,2	6,2	14,1	19,3	6,2	14,2	16,1	6,0	12,6
Paraná	11,7	14,8	25,8	13,3	12,6	23,7	13,6	10,8	24,4
Santa Catarina	11,0	11,2	12,4	11,9	10,0	9,6	12,0	10,7	10,1
Rio Grande do Sul	14,0	15,2	16,3	13,5	12,1	12,8	17,4	11,5	15,4
Mato Grosso do Sul	0,6	1,3	1,1	0,6	1,3	2,2	1,0	1,7	3,3
Mato Grosso	0,7	1,8	1,2	0,9	2,5	2,6	1,4	2,8	3,1
Goiás	2,9	6,2	8,5	3,1	6,6	11,4	2,5	5,5	9,6

(continua)

(continuação)

Estados	Média 1980-1984			Média 1985-1989			Média 1990-1995		
	Aves	Suínos	Milho	Aves	Suínos	Milho	Aves	Suínos	Milho
Tocantins	-	-	-	-	-	-	0,6	1,8	0,3
Distrito Federal	0,5	0,1	0,0	0,5	0,1	0,2	0,7	0,1	0,3
Norte	3,8	7,4	1,3	4,3	8,5	2,0	4,3	10,4	2,2
Nordeste	15,9	23,5	4,1	18,1	27,6	6,5	16,7	27,0	5,6
Sudeste	38,7	18,4	29,1	33,7	18,3	28,9	29,9	17,7	25,6
Sul	36,8	41,3	54,6	38,7	34,7	46,2	43,0	33,1	50,0
Centro-Oeste	4,7	9,4	10,9	5,2	10,5	16,3	6,0	11,8	16,6

Fonte: IBGE.

Tem havido importantes mudanças na distribuição do estoque de animais entre estados e regiões. A transferência regional mais importante foi a de aves do Sudeste para o Sul. A participação do Sudeste em aves caiu de 42% em 1980 para 29% em 1995, enquanto no Sul essa parcela cresceu de 34% para 45% no mesmo período. Isso ocorreu devido à estagnação relativa dos estoques no Sudeste num período em que os estoques dobraram no Sul. Com referência ao Centro-Oeste, é importante notar que, apesar de os estoques de aves serem cerca de sete vezes maiores no Sul, as taxas de crescimento têm sido maiores nos três estados do Sul do que em Goiás, para o período 1980-1995. Focalizando apenas o período 1990-1995, os estoques cresceram 50% no Sul e 55% no Centro-Oeste, comparado com 34% de crescimento no país como um todo. É verdade que em todo o Brasil apenas Mato Grosso e Mato Grosso do Sul tiveram taxas maiores de crescimento do que Paraná e Rio Grande do Sul nos anos 1990, mas o Sul continuou a ter impressionantes 45% dos estoques brasileiros em 1995, comparados com 7% no Centro-Oeste. Então, apesar de haver um crescimento um pouco maior no Centro-Oeste, não há evidência — por volta de 1995 — de um êxodo em massa da produção avícola do Sul para o Centro-Oeste.

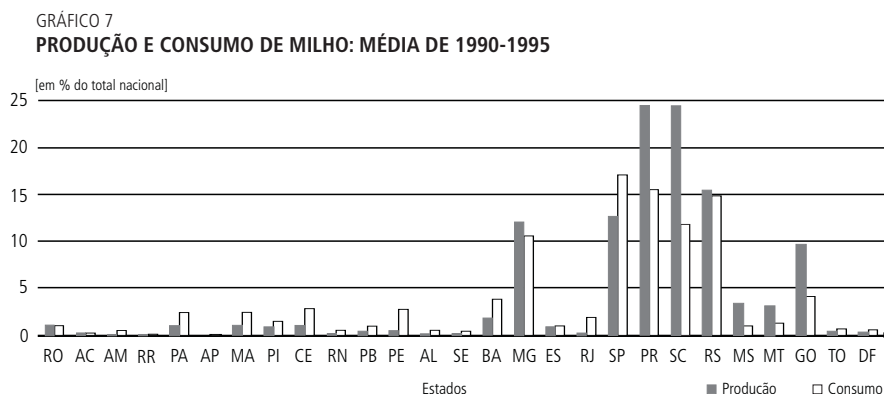
A situação com os suínos é diferente, em parte porque o estoque brasileiro de suínos quase não mudou nos últimos 15 anos. Enquanto o Sul aumentava sua participação nos estoques nacionais de aves, estava reduzindo sua participação no estoque, assim como no número absoluto, de suínos. A participação do Sul no total nacional caiu de 45% em 1980 para 32% no início dos anos 1990. Depois cresceu novamente para 35% em 1995, representando uma taxa de crescimento mais rápida no período 1990-1995 do que em qualquer outra região, com exceção

do Norte. Diferentemente do Sudeste, cuja participação não mudou, todas as outras regiões aumentaram suas participações em 2%-5% entre 1980 e 1995. Enquanto o Mato Grosso e o Mato Grosso do Sul mais uma vez tiveram as maiores taxas de crescimento de estoques no país, isso é um tanto enganoso, porque a produtividade no Sul, como medida pela razão abate/estoque, é bem maior do que no resto do país. Nossas estimativas mostram que mesmo com apenas 35% do estoque, o Sul abate mais que 50% dos suínos no Brasil.

### 5.3 Comércio Interestadual de Milho

O Gráfico 7 mostra nossas estimativas da participação de cada estado no consumo e na produção nacional de milho no período 1990-1995. O consumo de milho se concentra em São Paulo, Minas Gerais e nos estados do Sul, onde 70% das aves e 50% dos suínos se localizavam. No Centro-Oeste, em contraste, localizavam-se apenas 6% das aves e 12% dos suínos. O gráfico mostra os grandes superávits no Paraná e Goiás, assim como os déficits em São Paulo, Santa Catarina e no Nordeste. A evolução desses superávits e déficits é apresentada na Tabela 11.

As três primeiras colunas da Tabela 11 mostram os excedentes e déficits médios para três períodos, calculados como a percentagem estadual no consumo nacional menos a percentagem estadual na produção nacional. Um número positivo mostra que o estado é um importador e um número negativo significa que o estado é exportador. No período 1990-1995, por exemplo, São Paulo produziu 12,6% do milho no país (Tabela 10), e, no entanto, de acordo com nossas estimativas, respondeu por 16,8% do consumo. A Tabela 11 mostra, então, que São Paulo importou 4,2% da produção doméstica de milho nos anos 1990. Goiás, por outro lado, produziu 9,6% do milho no país e só consumiu 4,1%. A Tabela 11 revela que Goiás exportou 5,5% da produção nacional de milho nos anos 1990. Essa tabela mostra que cerca de 20% da produção doméstica eram comercializados



entre os estados. O Paraná, sozinho, exportava quase 9% da produção doméstica nos anos 1990 e o Centro-Oeste exportava uma percentagem parecida. O superávit de milho no Centro-Oeste mais do que dobrou nos anos 1980, e permaneceu constante nos anos 1990, apesar do aumento da produção animal.

TABELA 11  
COMÉRCIO INTERESTADUAL DE MILHO — 1980-1995

Regiões e estados	Comércio			Coeficiente de confiança		
	(% do consumo menos % da produção)			(% do consumo dividida pela % da produção)		
	1980-1984	1985-1989	1990-1995	1980-1984	1985-1989	1990-1995
Norte	2,4	2,1	2,1	2,8	2,1	1,9
Rondônia	0,1	0,0	0,0	1,1	1,0	1,0
Acre	0,1	0,1	0,0	1,9	1,6	1,1
Amazonas	0,5	0,5	0,5	20,1	33,2	20,1
Roraima	0,0	0,1	0,1	2,0	3,4	4,1
Pará	1,5	1,4	1,5	4,0	2,5	2,6
Amapá	0,1	0,1	0,1	14,6	27,4	71,8
Nordeste	10,9	9,7	10,2	3,7	2,5	2,9
Maranhão	1,9	1,6	1,4	2,8	2,6	2,4
Piauí	0,8	0,2	0,7	3,0	1,2	1,8
Ceará	2,0	2,3	1,9	4,7	3,4	3,0
Rio Grande do Norte	0,4	0,4	0,4	5,1	2,7	3,1
Paraíba	0,5	0,3	0,6	2,7	1,6	2,5
Pernambuco	2,0	1,9	2,3	5,0	3,7	6,3
Alagoas	0,4	0,4	0,4	5,5	3,5	5,8
Sergipe	0,2	0,1	0,3	2,2	1,5	3,1
Bahia	2,6	2,4	2,2	3,7	2,9	2,3
Sudeste	4,8	3,1	4,5	1,2	1,1	1,2
Minas Gerais	-2,2	-2,4	-1,6	0,8	0,8	0,9
Espírito Santo	0,1	-0,1	0,1	1,1	0,9	1,2
Rio de Janeiro	1,8	1,8	1,7	6,9	7,6	11,3
São Paulo	5,1	3,9	4,2	1,4	1,3	1,4

(continua)



(continuação)

Regiões e estados	Comércio			Coeficiente de confiança		
	(% do consumo menos % da produção)			(% do consumo dividida pela % da produção)		
	1980-1984	1985-1989	1990-1995	1980-1984	1985-1989	1990-1995
Sul	-13,7	-5,8	-7,6	0,7	0,9	0,8
Paraná	-10,1	-7,5	-8,8	0,6	0,7	0,6
Santa Catarina	-1,8	1,3	1,6	0,9	1,1	1,2
Rio Grande do Sul	-1,9	0,4	-0,5	0,9	1,0	1,0
Centro-Oeste	-4,3	-9,1	-9,1	0,6	0,4	0,5
Mato Grosso do Sul	-0,3	-1,3	-2,3	0,7	0,4	0,3
Mato Grosso	-0,4	-1,6	-1,8	0,7	0,4	0,4
Goiás	-4,1	-6,6	-5,5	0,5	0,4	0,4
Tocantins	-	-	0,3	-	-	2,1
Distrito Federal	0,4	0,3	0,3	25,1	3,2	2,0
Brasil	0,0	0,0	0,0	1,0	1,0	1,0

Nota: Valores positivos significam importação e valores negativos exportação.

O Nordeste aparece como a região mais deficitária do país. Estima-se que o Nordeste importava cerca de 10% da produção nacional de milho nos anos 1990, ou 3 milhões de toneladas por ano. Apesar de as quantidades serem bastante pequenas para alguns estados, refletindo o fato de que são estados pequenos, tem-se um alto grau de confiança nos resultados. As últimas três colunas reportam um “coeficiente de confiança”, calculado como a percentagem no consumo dividida pela percentagem na produção. Um valor igual a 1 mostra que a participação no consumo nacional é igual à participação na produção nacional, e o estado é auto-suficiente. Quanto mais longe de um estiver o coeficiente de confiança, mais certo se está do resultado — independentemente do tamanho absoluto do fluxo de comércio. Assim, enquanto Sergipe, por exemplo, importava apenas 0,3% da produção nacional no período 1990-1995, seu coeficiente de confiança era 3,1, mostrando que sua participação no consumo nacional era três vezes maior que sua participação na produção nacional. Conseqüentemente, mesmo se nossas estimativas de consumo tivessem erros de 10%-20%, isso teria pouco efeito no resultado. São Paulo é o maior estado importador de milho no país. Suas importações foram em média acima de 4% da produção doméstica nos anos 1990, e sua participação no consumo nacional foi quase 40% maior que sua participação na produção.

Santa Catarina também aparece como um importador consistente nos últimos dez anos, refletindo o fato de sua participação na produção nacional de milho ter caído ao mesmo tempo que sua participação no abate de aves e suínos cresceu. O quadro para o Rio Grande do Sul tem variado de forma considerável de ano para ano nos últimos dez anos, oscilando entre importador e exportador, dependendo do tamanho de sua colheita relativamente aos outros estados num determinado ano. Em 1990, por exemplo, quando São Paulo e Minas Gerais tiveram safras ruins, o Rio Grande do Sul parece ter tido um excedente. Em 1991, a situação se inverteu e estima-se que o Rio Grande do Sul importou mais que 5% da produção nacional. O coeficiente de confiança de 1,0 para o Rio Grande do Sul nos últimos dez anos reflete a situação precária deste estado e a sensibilidade das nossas estimativas a pequenos erros.

#### 5.4 Comparação com a Estrutura de Preços

As estimativas de comércio interestadual são consistentes com a estrutura de preços analisada na Seção 3 e ajudam a montar um quadro mais completo dos prováveis fluxos de comércio entre estados. Segundo a Tabela 11, o Pará parece ser o único importador significativo no Norte. É provável que uma quantidade considerável de milho do Centro-Oeste seja exportada para o Nordeste para cobrir seu déficit, e os diferenciais de preços mais que compensam os custos de transporte. Além da importação de milho do Centro-Oeste pelo Nordeste, a Bahia poderia estar importando um pouco do excedente de Minas Gerais. Paraná, sem dúvida, exporta milho para São Paulo, Santa Catarina e, em alguns anos, Rio Grande do Sul. É precisamente nos anos em que o Rio Grande do Sul teve uma safra ruim e provavelmente importou mais do que nos outros anos que o diferencial de preço com o Paraná foi maior (1986, 1988 e 1991). Finalmente, enquanto não testemunhamos um êxodo dos estoques de animais do Sul, o excedente em termos percentuais do milho no Centro-Oeste se manteve estável apesar do crescimento do número de animais. Este fato implica que o Centro-Oeste tem o potencial de ganhar uma participação maior no mercado de animais, mas os diferenciais de preços sugerem que talvez seja à custa do Sudeste e não do Sul.

#### 6 DÉFICITS E SUPERÁVITS DE FRANGOS E SUÍNOS POR ESTADOS — 1980-1995

Nesta seção combinamos nossas estimativas de abate de frangos e de suínos com estimativas de consumo humano de carne de frango e de porco para determinar que estados têm excedentes e que estados têm déficits dessas carnes. Buscou-se caracterizar os fluxos de comércio dessas duas carnes e determinar até que ponto o Centro-Oeste vem se tornando um importante exportador. A abordagem geral é similar à

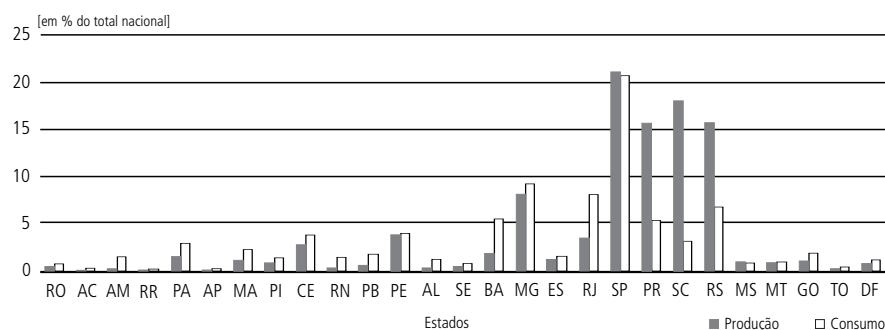
que foi usada para estimar o padrão de comércio em milho. Entretanto, assim como estimar o consumo animal de milho apresentou um conjunto singular de desafios devido à dificuldade de encontrar dados apropriados e fidedignos, a estimação do consumo humano de carne não foi diferente. Detalhes sobre a metodologia podem ser vistos no Apêndice. Em suma, foi necessário combinar informação sobre a distribuição espacial da população com dados tirados do Endef e da POF sobre consumo *per capita* de carnes por estado. Adotou-se a mesma estratégia usada para o milho e testamos a sensibilidade dos resultados a várias hipóteses possíveis.

### 6.1 O Padrão de Comércio em Carne de Frango

O Gráfico 8 mostra como o consumo de carne de frango e a produção de aves (abate) estavam distribuídos em termos percentuais entre os estados no período 1990-1995. A distribuição espacial de consumo segue a distribuição da população, uma vez que a população varia por um fator de mais de 30 entre estados, enquanto o consumo *per capita* de frango varia por um fator menor que dois. A distribuição da produção de carne, por outro lado, se aproxima bastante da distribuição de estoques animais, apesar de existirem algumas exceções importantes devido ao diferencial de produtividade. Diferente do padrão espacial de milho, onde os grandes superávits se localizavam no Paraná e em Goiás, e o maior déficit em São Paulo, a característica mais impressionante do mercado de frango são os grandes superávits de aves em todos os estados do Sul. Santa Catarina teve um superávit equivalente a 15% da produção doméstica, enquanto o Paraná e o Rio Grande do Sul tiveram, ambos, superávits de cerca de 10% da produção doméstica. Os maiores déficits, em contraste, localizavam-se no Rio de Janeiro e na Bahia.

A Tabela 12 mostra a evolução dos fluxos de comércio de frango no período 1980-1995 da mesma forma que a Tabela 11 mostrou para o milho. Assim, o Rio de Janeiro aparece como importador de 4,6% da produção doméstica no período 1990-

GRÁFICO 8  
PRODUÇÃO E CONSUMO DE FRANGO: MÉDIA DE 1990-1995



1995, porque se estimou que ele consome 8% da produção nacional de frango, enquanto produz somente 3,4%. O superávit na produção de frango no Sul, observado para os anos 1990 no Gráfico 8, permaneceu relativamente constante durante os últimos 15 anos na faixa de 34% da produção nacional. A última linha da tabela

TABELA 12  
COMÉRCIO INTERESTADUAL DE FRANGOS — 1980-1995

Estados e regiões	Comércio			Coeficiente de confiança		
	(% do consumo menos % da produção)			(% do consumo dividida pela % da produção)		
	1980-1984	1985-1989	1990-1995	1980-1984	1985-1989	1990-1995
Norte	1,4	2,3	3,5	1,7	2,1	2,6
Rondônia	0,1	0,2	0,3	1,2	1,6	1,8
Acre	0,0	0,1	0,2	0,8	1,6	3,8
Amazonas	0,5	0,9	1,3	2,3	5,2	9,5
Roraima	0,0	0,1	0,1	2,5	3,6	5,1
Pará	0,8	1,0	1,4	1,7	1,8	1,9
Amapá	0,1	0,1	0,2	1,8	2,0	4,6
Nordeste	8,6	9,3	10,0	1,9	1,8	1,8
Maranhão	0,7	1,1	1,1	1,6	2,1	2,1
Piauí	0,5	0,4	0,5	1,8	1,5	1,6
Ceará	1,3	0,7	1,0	1,8	1,3	1,4
Rio Grande do Norte	0,9	1,1	1,1	6,8	6,0	4,7
Paraíba	1,1	1,1	1,2	3,5	3,1	3,1
Pernambuco	-0,1	0,2	0,1	1,0	1,0	1,0
Alagoas	0,8	0,9	0,9	4,7	5,3	4,2
Sergipe	0,3	0,3	0,3	1,7	1,6	1,8
Bahia	3,2	3,6	3,6	3,2	3,2	3,0
Sudeste	3,8	8,3	5,7	1,1	1,2	1,2
Minas Gerais	-1,0	0,7	1,2	0,9	1,1	1,1
Espírito Santo	-0,7	0,3	0,3	0,7	1,3	1,3
Rio de Janeiro	5,2	5,8	4,6	2,1	2,5	2,4
São Paulo	0,3	1,5	-0,4	1,0	1,1	1,0

(continua)

(continuação)

Estados e regiões	Comércio			Coeficiente de confiança		
	(% do consumo menos % da produção)			(% do consumo dividida pela % da produção)		
	1980-1984	1985-1989	1990-1995	1980-1984	1985-1989	1990-1995
Sul	-33,2	-35,1	-33,8	0,3	0,3	0,3
Paraná	-8,9	-11,1	-10,2	0,4	0,3	0,3
Santa Catarina	-15,0	-16,5	-14,8	0,2	0,2	0,2
Rio Grande do Sul	-9,3	-7,5	-8,8	0,4	0,5	0,4
Centro-Oeste	1,5	1,6	1,4	1,8	1,7	1,5
Mato Grosso do Sul	0,5	0,5	-0,1	3,6	4,0	1,5
Mato Grosso	0,4	0,5	0,1	3,4	3,8	1,6
Goiás	0,4	0,5	0,8	1,4	1,4	1,8
Tocantins			0,2			2,4
Distrito Federal	0,2	0,1	0,4	1,4	1,2	1,5
Brasil	-17,9	-13,7	-13,2	0,82	0,86	0,87

Nota: Valores positivos significam importação e valores negativos exportação.

é negativa porque o Brasil era um exportador de frango. Os números mostram que a produção nacional de frango excedeu o consumo durante esse período por uma média de 13% a 18%. Uma vez que, com a possível exceção de São Paulo, o Sul era a única região com um grande excedente no país, segue-se que o Sul exportou entre 15% e 20% da produção nacional para o exterior e um percentual parecido para outros estados no Brasil. O excedente no Sul parece ter caído um pouco nos anos 1990 — precisamente no momento em que o Sul estava aumentando sua participação no estoque de aves. A explicação para esse aparente paradoxo é que o abate estava crescendo mais rápido no Nordeste e no Centro-Oeste, uma vez que a produção nessas regiões se tornou crescentemente comercial e produtiva.

Diversas conclusões importantes podem ser tiradas a respeito do Centro-Oeste. A região como um todo parece ser um importador líquido de aves durante todo o período. Importantes ganhos nos anos 1990, entretanto, estão escondidos pelas médias dos períodos. Em 1980, por exemplo, a participação do Mato Grosso do Sul no consumo nacional de frango era 3,7 vezes maior que sua participação na produção doméstica. Em 1993, o Mato Grosso do Sul se tornou um exportador. O Mato Grosso também se tornou exportador no mesmo ano. Assim, apesar de cada um exportar menos de 1% da produção nacional, a evolução de importador

para exportador foi dramática. O mesmo não pode ser dito sobre Goiás. A Tabela 12 mostra que as importações aumentaram nos anos 1990. Talvez mais importante que tudo é que a região, como um todo, reduziu suas importações de 1,7% da produção nacional em 1980 para zero em 1995. Em 1995 o Centro-Oeste finalmente deixou de ser um importador líquido de frango. Então, a tendência é clara e existe boa razão para se acreditar que essa área se tornará uma importante exportadora de carne de frango. Contudo, pelo menos no futuro próximo, as quantidades absolutas provavelmente serão pequenas.<sup>7</sup>

Estima-se que o Nordeste seja a região importadora mais significativa do país, com importações em torno de 9% da produção nacional. Uma vez que o Sudeste é a maior região consumidora do país, não surpreende que os resultados para essa região sejam sensíveis às hipóteses usadas para estimar o consumo. De acordo com as nossas melhores estimativas, São Paulo de importador em 1980 se tornou exportador (1983-1986), voltou a importador (1987-1990), e novamente a exportador nos anos 1990. O fato de São Paulo ser auto-suficiente em frango, ou ser ainda um pequeno exportador, é de certa forma surpreendente, por causa dos altos preços do milho que foram evidenciados na Seção 3. Muitas explicações são relevantes. Enquanto os produtores de São Paulo enfrentam maiores custos na ração devido ao preço do milho, por outro lado possuem menores custos de transporte para atender os principais mercados consumidores. Além disso, São Paulo é um dos estados mais eficientes na produção de frango.

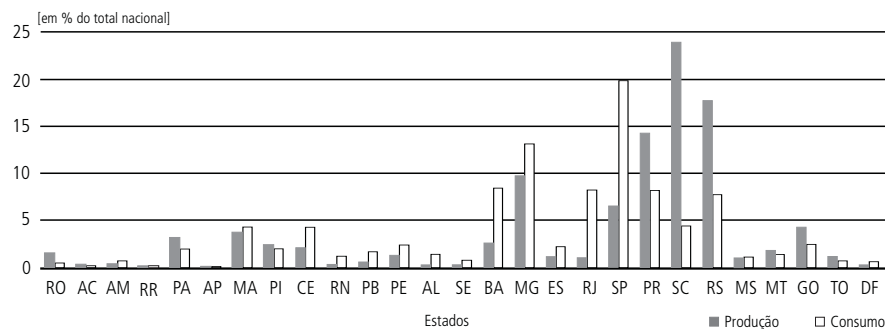
Finalmente, há informações de que os produtores de São Paulo têm sido beneficiados pela isenção do ICMS. Minas Gerais, por outro lado, foi um importador nos últimos dez anos, mas com uma média de importações menor que 1% da produção. Seu coeficiente de confiança para este período foi em média apenas 1,12, entretanto, sugerindo que Minas Gerais estava muito perto de ser auto-suficiente. O Rio de Janeiro, por outro lado, sempre foi o maior importador do Sudeste, com 4,6% da produção doméstica por ano na década de 1990. Isso sugere que os cálculos sobre a lucratividade da produção de frango no Centro-Oeste provavelmente devem usar o Rio de Janeiro como o mercado final e não São Paulo.

## 6.2 O Padrão de Comércio em Carne de Porco

O Gráfico 9 mostra a produção e o consumo estimados de carne de porco para o período 1990-1995. Como no caso das aves, os estados do Sul geraram quase

7. Apesar de não se analisar a estrutura espacial dos preços de frango neste trabalho, vale a pena ressaltar que o preço do frango no Centro-Oeste na década de 1990 foi similar aos preços no Nordeste e consideravelmente maior que no Sul e no Sudeste. Isto constitui mais uma evidência de que o Centro-Oeste ainda não se tornou um importante exportador. Nossa expectativa é de que, ao se tornar um exportador significativo para o Sudeste, os preços de frango no Centro-Oeste deverão cair o bastante para compensar os custos de transferência.

GRÁFICO 9  
**PRODUÇÃO E CONSUMO DE CARNE DE PORCO: MÉDIA DE 1990-1995**



todo o excedente do país. A diferença entre produção e consumo em Santa Catarina representou cerca de 20% da produção doméstica. O superávit no Rio Grande do Sul era cerca da metade do de Santa Catarina, e no Paraná a diferença representou 6% da produção nacional. Mesmo com apenas 33% dos estoques no período 1990-1995, estima-se que o Sul produziu mais do que 55% da produção nacional. Goiás e Mato Grosso também tiveram superávits nos anos 1990, mas eram insignificantes se comparados com o Sul. Diferente das aves, o maior estado deficitário foi São Paulo, e não o Rio de Janeiro. Déficits significativos também foram encontrados no Rio de Janeiro, Bahia e no resto do Nordeste.

A Tabela 13 mostra que o Sul exportava para outros estados cerca de 40% da produção doméstica no começo dos anos 1980. Esse superávit caiu em 5 pontos percentuais no final da década de 1980 e permaneceu relativamente constante desde então. Santa Catarina, de longe o maior produtor nos anos 1990, vem ganhando de fato participação na exportação, enquanto o excedente dos outros dois estados da mesma região declinou. Diferente do frango, todos os estados do Sudeste são importadores. São Paulo, por si mesmo, importava cerca de 1/3 de toda a carne de porco comercializada domesticamente. O Nordeste importou cerca da mesma quantidade que São Paulo.

Até esta data, a produção de carne de porco no Centro-Oeste não tem sido tão dinâmica quanto a produção de carne de frango. Enquanto essa região mais do que dobrou sua participação no abate nacional estimado de aves, de 1,9% em 1980 para 5,2% em 1995, o abate estimado de suínos somente cresceu 46%, de 5,4% para 7,9%. Apesar de a região atingir um nível de exportação de 2,2% da produção nacional de carne de porco na segunda metade dos anos 1980, estava abaixo desse nível desde 1992. Se for considerado o nível inferior de produtividade no Centro-Oeste, é possível que suínos sejam abatidos com um peso mais baixo que no Sul e, conseqüentemente, não deve haver um excedente exportável.

TABELA 13  
COMÉRCIO INTERESTADUAL DE SUÍNOS

Estados e regiões	Comércio			Coeficiente de confiança		
	(% do consumo menos % da produção)			(% do consumo dividida pela % da produção)		
	1980-1984	1985-1989	1990-1995	1980-1984	1985-1989	1990-1995
Norte	-0,2	-0,9	-1,7	1,0	0,8	0,7
Rondônia	-0,5	-0,6	-1,0	0,4	0,4	0,3
Acre	-0,1	-0,1	-0,1	0,7	0,7	0,7
Amazonas	0,4	0,4	0,4	2,2	2,6	2,5
Roraima	0,0	0,0	0,0	1,3	1,1	1,2
Pará	-0,1	-0,7	-1,1	1,0	0,7	0,6
Amapá	0,1	0,0	0,1	3,0	2,1	3,5
Nordeste	16,5	13,7	13,7	2,4	2,1	2,1
Maranhão	0,2	0,5	0,6	1,0	1,1	1,2
Piauí	0,1	-0,3	-0,4	1,1	0,9	0,8
Ceará	3,2	2,2	2,3	3,6	2,1	2,2
Rio Grande do Norte	1,2	1,0	1,0	11,8	6,5	6,6
Paraíba	1,6	1,3	1,2	4,9	3,6	3,8
Pernambuco	2,3	1,2	1,2	3,0	1,9	2,1
Alagoas	1,3	1,2	1,2	9,6	9,7	8,1
Sergipe	0,7	0,6	0,5	7,6	3,8	3,6
Bahia	5,9	6,0	5,9	3,4	3,5	3,4
Sudeste	26,1	25,3	25,4	2,5	2,4	2,4
Minas Gerais	5,2	3,8	3,5	1,6	1,4	1,4
Espírito Santo	1,1	1,1	1,2	2,0	2,0	2,1
Rio de Janeiro	7,2	7,5	7,3	8,4	8,5	8,9
São Paulo	12,6	13,0	13,4	3,1	3,0	3,1
Sul	-40,9	-35,9	-35,5	0,3	0,4	0,4
Paraná	-9,1	-7,8	-6,0	0,5	0,5	0,6
Santa Catarina	-17,8	-17,7	-19,5	0,2	0,2	0,2

(continua)



(continuação)

Estados e regiões	Comércio			Coeficiente de confiança		
	(% do consumo menos % da produção)			(% do consumo dividida pela % da produção)		
	1980-1984	1985-1989	1990-1995	1980-1984	1985-1989	1990-1995
Rio Grande do Sul	-14,0	-10,5	-10,0	0,4	0,4	0,4
Centro-Oeste	-1,5	-2,2	-1,9	0,8	0,7	0,8
Mato Grosso do Sul	0,3	0,3	0,2	1,5	1,5	1,2
Mato Grosso	0,0	-0,3	-0,4	1,0	0,8	0,8
Goiás	-2,2	-2,5	-1,7	0,5	0,5	0,6
Tocantins	-	-	-0,4	-	-	0,6
Distrito Federal	0,4	0,4	0,4	5,0	3,3	3,5
Brasil	0,0	0,0	0,0	1,0	1,0	1,0

Nota: Valores positivos significam importação e valores negativos exportação.

Então, apesar de o baixo preço dos grãos dar ao Centro-Oeste uma vantagem sobre o Sudeste na produção de carne de porco, isso tem ainda de se materializar. E, até a produtividade atingir níveis comparáveis com os observados no Sudeste, se não no Sul, é improvável que a produção decole. A mudança para o Centro-Oeste de operações integradas de alta produtividade pode prover o ingrediente que falta.

## 7 MUDANÇA TECNOLÓGICA, CUSTOS DE TRANSAÇÃO E COMPETITIVIDADE DO CENTRO-OESTE NA PRODUÇÃO DE AVES E SUÍNOS

Nas seções anteriores, foi estabelecido que o crescimento da produção de aves e suínos no Centro-Oeste não resultou em uma queda significativa da participação do Sul nessa produção no período 1980-1995. As informações sobre o nível de produção no período 1990-1995 confirmam a vitalidade dessa produção nesta região. Elas mostram que o setor avícola no Sul cresceu mais do que 50% e a produção de suínos cresceu mais rápido do que no Centro-Oeste. O Sul, pelo menos por enquanto, permanece competitivo e dinâmico. Sugerimos também que o rápido crescimento da produção animal no Centro-Oeste não pode ser explicado somente pelo baixo custo dos grãos. Agora, serão analisadas estas proposições com mais cuidado.

### 7.1 Custo de Ração na Produção de Aves e Suínos

Dado que o custo da ração tem sido citado como um fator-chave na expansão da produção de aves e suínos no Centro-Oeste, cabe apresentar algumas informações

sobre a importância desses custos na produção animal. Foram utilizados dados sobre a estrutura de custos para calcular os ganhos com a mudança da produção animal de outras regiões para o Centro-Oeste. De acordo com informações obtidas da Embrapa, a ração representa 67% do custo da produção de frangos vivos e 55% do custo do frango abatido. Para suínos, a parcela de custo atribuída à ração é um pouco menor. Essa razão pode, obviamente, ser alterada em função dos preços dos grãos. Os dois ingredientes mais importantes da ração são o milho (cerca de 67%) e o farelo de soja (cerca de 33%). Se nos limitarmos ao frango, e utilizarmos o padrão espacial dos preços da soja como *proxy* para o padrão dos preços do farelo, podemos calcular a redução percentual de custo devido ao milho e à soja que resultaria do deslocamento do Sul e do Sudeste para o Centro-Oeste. A Tabela 14 mostra que no Paraná, por exemplo, o preço do milho era cerca de 4% menor do que em Goiás no período 1990-1995, enquanto o preço da soja era 10,5% maior. Se combinarmos essas informações sobre os preços com as informações sobre as participações do milho, farelo de soja e ração no custo do frango abatido, o resultado seria que uma empresa poderia economizar menos de 1% do custo do frango abatido deslocando-se do Paraná para Goiás. Como a distância dos mercados consumidores de São Paulo ou do Rio de Janeiro é maior em Goiás do que no Paraná, a diferença no custo do transporte mais do que contrabalançaria a redução de custo devido à ração mais barata.<sup>8</sup> Cálculos similares revelam que a redução de custo que resultaria de um deslocamento do Rio Grande do Sul é apenas 2,4%. O deslocamento de Santa Catarina poderá trazer maior vantagem, calculada em tor-

TABELA 14  
**DIFERENCIAIS DE PREÇOS DO MILHO E DA SOJA E REDUÇÃO DO CUSTO DE PRODUÇÃO DO FRANGO EM COMPARAÇÃO COM GOIÁS — 1990-1995**  
 [em %]

Estados	Diferenciais de preços do milho	Diferenciais de preços da soja	Redução do custo de produção do frango abatido
Minas Gerais	28,0	10,8	12,3
São Paulo	19,8	8,7	8,9
Paraná	-3,7	10,5	0,5
Santa Catarina	6,8	11,2	4,5
Rio Grande do Sul	5,0	3,3	2,4

8. Caberia refazer essa análise para os outros estados do Centro-Oeste, especialmente o Mato Grosso, que tem preço de milho bastante inferior ao de Goiás. Entretanto, dada a distância maior e a necessidade de refrigerar o produto durante um tempo mais prolongado, é provável que, como no caso de Goiás, a redução no custo do frango colocado nos mercados consumidores seja pequena.

no de 4,5% do custo do frango abatido, mas, novamente, parte dessa vantagem seria perdida devido aos maiores custos de transporte. A conclusão a que se chega é que ganhos devido a custos menores de ração no Centro-Oeste em comparação com o Sul representam, quase sempre, uma pequena percentagem do custo de um animal abatido. A economia com os custos da ração resultante de uma realocação da produção do Sudeste para o Centro-Oeste seria maior, porém ter-se-ia de fazer face a maiores custos de transporte do produto final.

Conclusão similar é proposta por Talamini, Canever e Santos Filho (1998), em um estudo detalhado de custos de produção. Eles mostram que o custo de produzir carcaça de frango nos Estados de Santa Catarina, Paraná, Mato Grosso do Sul e Goiás difere em menos de 3,6%, enquanto o de suíno difere em apenas 4,2% e que, além de enfrentar maiores custos de transporte do produto final, o Centro-Oeste tem custos mais elevados de mão-de-obra. Assim, concluem Talamini, Canever e Santos Filho (1998): “Analisando os custos de produção do suíno e do frango nos estados verifica-se que as vantagens de uma região sobre outra não são muito evidentes, em razão das diferenças dos preços dos fatores de produção. Conseqüentemente as respostas para as constantes especulações sobre as vantagens regionais na produção de suínos e aves dependem de outros fatores (...)”. Serão analisados, agora, vários desses outros fatores que poderiam contribuir para a competitividade do Centro-Oeste.

## 7.2 Economias de Escala, Custos de Transação e Outros Fatores

A adoção de uma nova tecnologia, aliada a novas formas de organizar a produção no Centro-Oeste, tem o potencial de reduzir o custo da carne, aos consumidores, de inúmeras formas. Primeiro, a construção de megaabatedouros que integrarão grandes criadores de animais poderia apropriar economias de escala na produção e no abate. Segundo, a integração com um número menor de produtores poderia contribuir para a redução dos custos de logística associados com o suprimento de insumos, a provisão de ração e serviços veterinários, e a coleta dos animais quando estiverem prontos para abate. Apesar de o modelo de pequenos agricultores integrados no Sul ter contribuído para um período de excelente crescimento na produção e na produtividade, está sendo visto como um obstáculo para a continuação do crescimento e da redução de custos. Isto é mostrado claramente no artigo de Faveret Filho e Paula (1998, p. 128-129):

“Nos últimos anos, o padrão tradicional começou a dar mostras de esgotamento. De um lado, os custos logísticos e de gerenciamento de um grande número de integrados (a Perdigão tem cerca de 7.000) vêm crescendo excessivamente. Levar ração, coletar frangos, prestar assistência técnica e su-

pervisionar os contratos de milhares de pequenos integrados — tudo isso é fonte de custos pouco compatíveis com um negócio de margens reduzidas.”

Assim, a Perdigão está organizando a produção no Projeto Buriti, em Rio Verde (GO), em linhas diferentes da produção no Sul. Segundo Favaret Filho e Paula (1998), o projeto envolve um investimento de US\$ 300 milhões em um empreendimento integrado com capacidade de abater 281 mil frangos e 3.500 suínos por dia. O complexo produzirá 60 mil toneladas de ração por mês e terá mais de 800 agricultores integrados. Cada agricultor terá capacidade para alojar 24 mil frangos de corte, e não 6 mil a 15 mil, como é o caso dos produtores da Perdigão em Santa Catarina. Além disso, todos os equipamentos serão idênticos e incorporarão a tecnologia mais avançada, incluindo alimentação automática e controles climáticos. Assim, parece-nos que, apesar de baixos custos com ração poderem ter sido um componente da motivação, a oportunidade de captar economias de escala na produção e reduzir os custos de transação pode estar sendo fator-chave de atração da produção para o Centro-Oeste.

Embora nada impeça que essa mudança tecnológica e institucional tenha lugar no Sul — e, de fato, ela já vem ocorrendo —, há motivos para crer que a modernização se dê mais por meio de novas unidades no Centro-Oeste do que de transformação de unidades no Sul. Em primeiro lugar, a mudança para o Centro-Oeste permite às grandes empresas começarem do zero no redesenho das instituições de integração. Em segundo lugar, a estratégia de realocização tem a vantagem adicional de evitar os custos do que poderia ser um processo penoso e politicamente explosivo de ajustamento no Sul. Em terceiro lugar, as políticas públicas podem estar favorecendo o Centro-Oeste. O Fundo Constitucional do Centro-Oeste beneficia investimentos nesta região relativamente ao Sul, e incentivos fiscais num nível estadual estão também induzindo as empresas a se expandirem no Centro-Oeste. É possível, além disso, como Talamini, Canever e Santos Filho (1998) apontam, que restrições ambientais relacionadas com o odor, com a poluição da água e com o manejo dos dejetos estimulem mais ainda o abandono das regiões mais densamente povoadas do Sul.

Um conjunto final de fatores que poderiam contribuir para a atratividade do Centro-Oeste se deve mais a expectativas sobre preços no futuro do que no presente. É bem possível que, apesar de os preços dos grãos no presente não serem significativamente mais baixos no Centro-Oeste, o potencial de crescimento da produção e de redução de preços seja maior nesta região. Além disso, os investidores podem ter expectativas otimistas a respeito da redução dos custos de transporte. Esses custos são duas ou três vezes maiores no Brasil do que nos Estados Unidos, por

exemplo, e representam parcela significativa do preço final da carne. A vantagem do deslocamento para o Centro-Oeste poderá crescer ao longo do tempo se os custos de transporte forem reduzidos. Caminhões mais eficientes, melhor infraestrutura, melhor desregulamentação das ferrovias e melhor utilização dos contêineres, tudo isso tem o potencial de reduzir os custos de transporte no médio e longo prazos. É provável, portanto, que as decisões estratégicas da indústria alimentícia levem em conta essas mudanças esperadas.

## 8 CONCLUSÕES

Procurou-se aqui mostrar como o desenvolvimento agrícola pode ou não repercutir no desenvolvimento industrial em nível regional, com conseqüências para o processo de concentração/desconcentração regional da renda no Brasil. Para isso, procurou-se analisar em que medida se justifica a crença corrente de que o rápido desenvolvimento agrícola relativo do Centro-Oeste tenderá a atrair, graças aos baixos preços dos grãos, a agroindústria de aves e suínos que hoje se concentra no Sul do Brasil. Evidentemente, se isso for verdade, haverá conseqüências sérias para as atuais regiões onde a agroindústria se localiza, muitas delas com recursos naturais pobres, prevendo-se sérias dificuldades de reconversão produtiva.

Com esse objetivo, foi feita uma análise da evolução da produção do milho e da soja no Centro-Oeste em comparação com as demais regiões do Centro-Sul. Mostrou-se que a produção de milho no Centro-Oeste tem características bem diferentes das demais regiões. Considerando-se a distância dos mercados consumidores, só a peculiar relação com a soja explica o crescimento da produção de milho no Centro-Oeste, especialmente em vista da menor atuação da PGPM na década de 1990. Esse quadro pode mudar, na medida em que seja gerada uma demanda local pelo milho, como se espera com a expansão da agroindústria de aves e suínos.

Outras conclusões da análise são as seguintes: primeiro, não há evidência de um êxodo em massa da produção de aves e suínos do Sul para o Centro-Oeste. Apesar de o Sul ter sete vezes mais estoques de aves que o Centro-Oeste, os estoques cresceram apenas marginalmente mais rápido no Centro-Oeste nos anos 1990 (55% contra 50%). Segundo, o rápido crescimento da produção comercial de aves no Centro-Oeste levou a um dramático crescimento no abate. De 1990 a 1995, o abate comercial cresceu por um fator 13 no Mato Grosso do Sul, 7,5 no Mato Grosso e apenas 1,5 no Sul. Entretanto, nenhum estado no Centro-Oeste atingiu 2% do abate doméstico. Terceiro, a análise dos diferenciais de preços sugere que poderia haver considerável redução de custos de produção decorrentes de uma mudança da produção animal do Sudeste para o Centro-Oeste. O mesmo não

pode ser dito sobre uma mudança da produção animal do Sul para o Centro-Oeste. No caso do Sul, a redução do custo da ração é insuficiente para compensar o maior custo de transporte entre o Centro-Oeste e os mercados consumidores do Sudeste.

Finalmente, considerou-se em que medida outros fatores, ligados à mudança tecnológica em curso no setor de criação de aves e suínos, poderiam estar favorecendo a localização da agroindústria no Centro-Oeste. Foram apresentadas as possibilidades de captar economias de escala na produção e abate de animais, e de reduzir custos de transação por meio de uma reorganização das instituições de integração. Neste ponto, contudo, não se pode ser conclusivo, sendo necessária pesquisa adicional sobre o assunto.

## **APÊNDICE**

### **A.1 Metodologia para Estimar o Consumo de Milho e de Carnes de Frango e de Porco**

Na Seção A.2 deste Apêndice é descrita a metodologia utilizada para estimar o consumo estadual de milho por aves, suínos e outros setores. Na Seção A.3, é descrita a metodologia utilizada para estimar o consumo de carnes de frango e de porco em nível estadual. Em Rezende e Helfand (1997), apresenta-se uma discussão mais completa da metodologia e dos dados utilizados, e testa-se a sensibilidade dos resultados a hipóteses alternativas.

### **A.2 O Consumo de Milho**

Cerca de 2/3 do milho consumido no Brasil se destinam a aves e suínos. Os níveis de tecnologia usados na produção animal variam de forma considerável entre estados e ao longo do tempo. Um coeficiente técnico que descreve quanto de milho se requer para produzir um animal está associado a cada nível de tecnologia. Estimativas de consumo de milho em nível estadual para o período 1980-1995 seriam bastante enganosas se essas diferenças fossem ignoradas. O principal desafio na tentativa de estimar o nível tecnológico de cada estado, porém, é que o IBGE não possui dados anuais de produção (abate) em nível estadual. Esta informação existe apenas em nível nacional. Soluções alternativas para esse problema foram desenvolvidas para aves e suínos, a fim de se estimar o nível de tecnologia, abate e o consumo em cada estado.

### A.2.1 Consumo de milho por suínos

O principal problema para estimar o consumo de milho por suínos é que não há observações anuais de abate em nível estadual. Assim, primeiro é desenvolvida uma metodologia para se estimar a taxa de abate em cada estado e ano para o período 1980-1995. Então, é aplicada esta taxa aos estoques de animais (IBGE) para se estimar o nível de abate. Finalmente, são usados os coeficientes técnicos obtidos da Embrapa para estimar o consumo anual de milho por suínos em cada estado.

A taxa de abate foi estimada usando-se dados dos Censos Agrícolas de 1975, 1980 e 1985. Para cada censo, a seguinte razão foi calculada para todos os estados:

$$\frac{(\text{suínos abatidos nas propriedades}) + (\text{suínos vendidos}) - (\text{suínos comprados})}{\text{estoque de suínos}}$$

O numerador representa o número total de suínos abatidos. Muitos animais vendidos já estão prontos para o abate, embora alguns sejam vendidos para criadores e depois revendidos para que sejam abatidos. Assim, subtrai-se o número de suínos comprados para evitar uma dupla contagem. Dividindo-se o total de abate pelo estoque, resulta a estimativa da taxa de abate. Para os anos entre 1975 e 1980 e entre 1980 e 1985, é usada uma interpolação linear para estimar a produtividade estadual. O crescimento da taxa de abate em nível estadual para o período 1986-1995 é estimado supondo-se que todos os estados seguiam o crescimento médio de produtividade nacional segundo a razão abate/estoque do IBGE. Assim que as informações do Censo Agropecuário de 1996 estiverem disponíveis, será possível melhorar esta estimativa para o período 1985-1996. As estimativas da razão abate/estoque foram aplicadas ao estoque de suínos em cada estado e ano para gerar estimativas de abate. Os coeficientes técnicos obtidos da Embrapa e de fontes da indústria revelam que, no caso dos suínos, a principal diferença entre baixa e alta tecnologia de produção não é o consumo de milho por animal, mas a produtividade medida pelo peso médio no abate e pela razão abate/estoque. Como já foram captadas diferenças de tecnologia pela taxa de abate, optou-se por usar um coeficiente médio de 260 kg de milho por animal para todos os estados.

### A.2.2 Consumo de milho por aves

É descrita aqui a metodologia para estimar a quantidade de milho usada para produzir frangos de corte sob alta e baixa tecnologia, e para produzir ovos. Como no caso dos suínos, não há dados de abate em nível estadual. A Apinco (associação da indústria), entretanto, possui dados em nível estadual para o período 1987-1995 para alojamento de pintos, que podem ser usados para estimar a produção de

frangos de corte comercial. Alojamento é, de fato, uma *proxy* muito boa para abate. Os dados para abate da União Brasileira de Avicultura (UBA) em nível nacional correspondem a 97% do alojamento de pintos nesse período. Multiplicando a produção comercial pelo coeficiente técnico de 3,02 kg de milho por animal, obtido da Embrapa, tem-se uma estimativa de consumo de milho por frangos de corte em cada estado e ano.

Para estimar o consumo de milho por frango de corte de baixa tecnologia, primeiro foi necessário estimar o número de aves criadas desta forma. Como o IBGE tem dados anuais de estoque de frangos por estado, transformou-se a produção de frangos de corte comercial, estimada acima, em estoques em nível de estado. Para isso, basta dividir o abate por 5,5 que, de acordo com os dados da indústria, é a média anual da razão abate/estoque comercial. Então, subtrai-se esse estoque comercial do estoque total dado pelo IBGE, para se obter a estimativa do estoque não-comercial. Como fontes da Embrapa e do IBGE estimam que a produção de frango de corte de subsistência requer cerca de oito meses para atingir o peso de abate, transforma-se o estoque não-comercial em produção de frangos de corte usando uma razão abate/estoque de 1,5. O coeficiente técnico obtido da Embrapa mostra que cada animal criado não-comercialmente consome cerca de 1,67 kg de milho por mês. Para um animal que vive oito meses, isso significa 13,33 kg de milho. O consumo total de milho por animal, portanto, é maior na produção não-comercial, sugerindo um alto grau de ineficiência.

Como os dados da Apinco de alojamento comercial só estavam disponíveis em nível de estado para o período 1987-1995, um passo adicional foi necessário para o período 1980-1986. Foi estimado o número de aves comerciais em 1980-1986. Estimou-se uma tendência exponencial para a participação de aves comerciais em cada estado de 1987-1995 para 1980-1986. O procedimento foi checado em nível agregado, somando as estimativas de todos os estados e comparando o resultado ao abate comercial obtido da associação industrial (UBA).

Como no caso da produção de frango, o consumo de milho por galinhas poedeiras varia de forma considerável com o nível de tecnologia. A pesquisa Produção da Pecuária Municipal (PPM) do IBGE provê informação do número de galinhas e do número de dúzias de ovos produzidos por estado e ano, que servem para calcular a produtividade média de cada estado. Esta pode ser interpretada como uma média ponderada de alta e baixa tecnologia, em que os pesos podem variar por ano e estado. Dados da indústria mostram que galinhas comerciais produzem cerca de 22 dúzias de ovos por ano. Informações adquiridas da Embrapa e do IBGE mostram que a produtividade de operações com baixa



tecnologia varia bastante, mas é próxima a 4,5 dúzias por ano. Usando esses dois níveis de produtividade, estimou-se a parcela de ovos produzidos sob cada tecnologia. Essas parcelas foram multiplicadas pelos estoques em nível de estado para estimar o número de galinhas operando sob cada tecnologia em cada ano. Coeficientes técnicos foram usados para estimar o consumo de milho por galinhas criadas sob cada tecnologia por estado e ano.

### A.2.3 Consumo de milho por outros setores

Os dados dos componentes de consumo de milho restante em nível estadual para 1997 foram obtidos da Abimilho (Associação dos Moageiros de Milho), que repassou estimativas de Safras e Mercado. Convertou-se essa informação em porcentagens da demanda nacional e supôs-se que permanecessem constantes ao longo do período. Os dados mostram que 14,7% do consumo de milho no Brasil se destinavam a fins industriais, 2,9% para consumo humano direto, e 7,3% para outros animais, dos quais a maioria era de vacas leiteiras. Somaram-se esses 25% de consumo nacional às nossas estimativas de consumo por aves e suínos, e supôs-se que juntos eles representavam 100% da demanda doméstica.

### A.3 O Consumo de Carnes de Frango e de Porco

Uma conclusão encontrada em Rezende e Helfand (1997) é que a distribuição populacional é o determinante mais importante do nível de consumo estadual. Além dos dados de população, informações sobre consumo *per capita* foram tiradas do Estudo Nacional de Despesa Familiar (Endef) de 1974, uma pesquisa de consumo/despesa de cerca de 55 mil domicílios no Brasil. A pesquisa foi conduzida para áreas metropolitanas, urbanas e rurais em sete regiões do país. Além disso, foram incorporadas informações das Pesquisas de Orçamentos Familiares de 1987 e 1996, que foram levantamentos feitos em 11 regiões metropolitanas do país. Uma vez que essas pesquisas só foram conduzidas em regiões metropolitanas, surgiram as seguintes hipóteses: *a*) o consumo metropolitano era representativo dos padrões urbanos, mas não rurais; e *b*) a razão metropolitano/rural observada no Endef permanecia constante para todo o período. Usando essas hipóteses, foi possível estimar o consumo *per capita* de carne de frango em cada estado em 1987, e de novo em 1996 como uma média ponderada do consumo rural e metropolitano, em que os pesos dependiam da população em cada setor por estado. Uma interpolação linear foi usada para conectar o consumo *per capita* de 1974 a 1987 e de novo de 1987 a 1996. As estimativas foram então multiplicadas pela população em cada estado, a fim de estimar o consumo total de frangos. A mesma metodologia foi utilizada para estimar o consumo de carne de porco para o período 1974-1987.

Infelizmente, os dados da POF de 1996 para carne de porco ainda não foram divulgados. Para 1988-1995, a hipótese mais aceitável foi permitir que o consumo *per capita* de carne de porco em cada estado crescesse à mesma taxa do consumo *per capita* nacional durante o período.

#### BIBLIOGRAFIA

- CASTRO, A. C., FONSECA, M. G. D. *A dinâmica agroindustrial do Centro-Oeste*. Brasília: IPEA, 1995.
- DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração, nem contínua polarização. *Nova Economia*, v. 3, n. 1, p. 35-64, set. 1993.
- . *A dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas*. Brasília: IPEA, jun. 1995 (Texto para Discussão, 375).
- FAVERET FILHO, P., PAULA, S. R. L. de. Um estudo da integração a partir do Projeto Buriti, da Perdigão. *BNDES Setorial*, Rio de Janeiro, n. 7, p. 123-134, mar. 1998.
- GOLDIN, I., REZENDE, G. C. *A agricultura brasileira na década de 80: crescimento numa economia em crise*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.
- GUIA QUATRO RODAS BRASIL 1997*. São Paulo: Abril, 1997.
- GUIMARÃES NETO, L. *Dinâmica regional no Brasil*. Brasília, 1997. Versão preliminar para discussão no IPEA.
- LEMONS, M. B. Impactos da abertura comercial sobre o desenvolvimento regional brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 34, n. 1-2, p. 229-252, 1996.
- LOPES, R. L., CAIXETA FILHO, J. V. Logística de localização aplicada à suinocultura: um estudo para o estado de Goiás. *Preços Agrícolas*, Ano XI, n. 133, p. 19-25, nov. 1997.
- PACHECO, C. A. *Novos padrões de localização industrial: tendências recentes dos indicadores da produção e do investimento industrial*. 1998, mimeo.
- REZENDE, G. C., HELFAND, S. M. *Estruturas regionais de produção, consumo e preços agrícolas: os casos de milho, aves e suínos*. Dez. 1997, mimeo.
- SOARES, M., GALVANI, P., FILHO, J. Mercado de frete para o milho. *Preços Agrícolas*, Ano 11, n. 127, p. 27-28, 1997.
- . Transporte de soja em grãos e farelo de soja no Brasil. *Preços Agrícolas*, Ano 11, n. 126, p. 26-29, 1997.
- TALAMINI, D. J. D., CANEVER, M. D., SANTOS FILHO, J. I. dos. *Vantagens comparativas regionais na produção de aves e suínos*. 1998, mimeo.
- WILKINSON, J. Agroindústria e perspectivas para a produção familiar no Brasil. *Políticas Agrícolas* (revista vinculada à Redcapa), Ano II, v. II, n. 1, p. 101-135, 1996.

## A POLÍTICA DE PREÇOS MÍNIMOS E O DESENVOLVIMENTO AGRÍCOLA DA REGIÃO CENTRO-OESTE

Gervásio Castro de Rezende

### 1 INTRODUÇÃO

Discute-se aqui o papel da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) no desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste. Parte-se do fato conhecido de que essa política procurou favorecer o Centro-Oeste através da fixação de preços mínimos de maneira *inconsistente espacialmente*, ou seja, sem levar em consideração os maiores custos de transporte que separam essa região das regiões importadoras. Procura-se analisar os efeitos positivos e negativos dessa política, tanto no curto quanto no longo prazo.

Uma questão de interesse fundamental, nesse contexto, é saber em que medida a fixação de preços mínimos dessa maneira teria inviabilizado o comércio privado de grãos entre o Centro-Oeste e as regiões importadoras, impedindo, assim, a *integração* dos respectivos mercados e forçando o governo a se tornar o principal agente de comercialização do produto dessa região ou, então, a subsidiar o comércio privado.

A Seção 2 faz uma análise teórica do que se entende por inconsistência espacial dos preços mínimos, procurando esclarecer melhor em que condições fixar os preços mínimos dessa maneira leva a uma não-integração dos mercados. Em seguida, a Seção 3 apresenta uma análise empírica, em que se comparam os diferenciais de preços de mercado entre pares de estados selecionados com os respectivos custos de transporte, distinguindo-se os períodos de safra e entressafra. Essa análise tem por objetivo identificar os períodos em que ocorreu falta de integração de mercados entre o Centro-Oeste e as regiões consumidoras líquidas. Uma vez que se deve esperar que essa não-integração de mercados deve guardar relação estreita com a intensidade maior ou menor da atuação da PGPM, a Seção 4 investiga em que medida os períodos de menor integração de mercados coincidiram de fato com os períodos em que foi mais forte a atuação da PGPM.

De fato, a inviabilidade do comércio privado, como decorrência dessa atuação da PGPM, fez o governo assumir, de forma exclusiva, as tarefas de formação de estoques, armazenagem, transporte e venda do produto. A Seção 5 vale-se de dados de estoques levantados pelo IBGE, que pela primeira vez são objeto de análise sistemática, que revelam aspectos pouco conhecidos dessa política de retenção excessiva de estoques. Argumenta-se que, na realidade, essa política de retenção de estoques se deveu à contradição vivida pela PGPM nesses períodos, de querer estimular o aumento da produção no Centro-Oeste, mas sem afetar negativamente a comercialização do produto das demais regiões, a qual continuava em mãos privadas, embora financiada pelo governo, através do Empréstimo do Governo Federal (EGF). Esses dados de estoques agrícolas do IBGE permitem também mostrar o retorno que ocorreu a partir de 1992 a essa política de “alongamento” de estoques, agora, entretanto, um fenômeno que teve outras causas e que se estendeu a todas as regiões agrícolas do país.

As Seções 6 e 7, por sua vez, chamam a atenção para o fato de que, embora tendo estimulado o crescimento da produção agrícola no Centro-Oeste no curto prazo, no longo prazo essa atuação da PGPM teve efeitos negativos. Argumenta-se, na Seção 6, que a assunção integral, por parte do governo, das tarefas de retenção de estoques, armazenagem, comercialização e transporte desestimulou o interesse dos agricultores nessas questões e retardou a solução de vários problemas que afetam de forma adversa a comercialização agrícola de uma região com as características do Centro-Oeste. A Seção 7, por sua vez, aponta uma razão adicional para que essa política de não-regionalização dos preços mínimos tenha prejudicado o desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste no longo prazo: trata-se do fato de que a elevação artificial dos preços dos grãos desestimulou a “migração”, para o Centro-Oeste, da agroindústria de produção animal e de processamento de matérias-primas agrícolas.

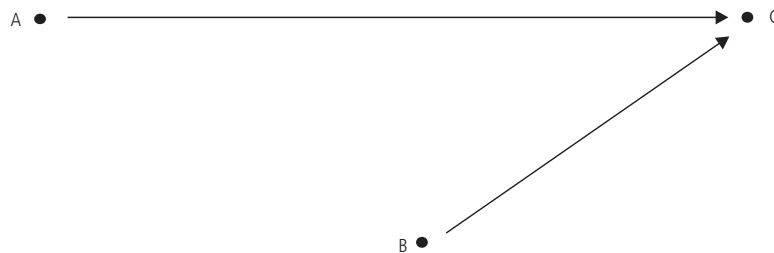
Ao final são apresentadas as conclusões, não sem antes discutir criticamente a noção de que a PGPM, ao procurar beneficiar o Centro-Oeste, estava, na realidade, perseguindo objetivos estratégicos de desenvolvimento regional, especialmente em face do fracasso da política de ocupação da Amazônia.

## 2 INCONSISTÊNCIA ESPACIAL DOS PREÇOS MÍNIMOS E INTEGRAÇÃO DE MERCADO

A figura a seguir mostra de que maneira uma política de preços mínimos pode ser inconsistente espacialmente. Suponha-se que as localidades A e B produzam e exportem para a localidade C, que também é produtora mas é deficitária. Os custos de transporte entre A e C e entre B e C são  $c_a$  e  $c_b$ , respectivamente, e os preços

mínimos fixados pelo governo são  $p_a$ ,  $p_b$  e  $p_c$ . Nessas condições, consistência espacial na fixação dos preços mínimos requer que  $p_c - p_a = c_a$ , e que  $p_c - p_b = c_b$ , do que resulta que  $p_b - p_a = c_a - c_b$ , caso em que os preços mínimos regionais são fixados preservando-se as diferenças de custo de transporte em relação às regiões de consumo.

#### FLUXOS DE PRODUTO NO CASO DE DESTINO ÚNICO



Suponha-se, entretanto, que o governo fixe preços mínimos para as regiões A, B e C de maneira inconsistente espacialmente, ou seja, tal que  $p_c - p_a$  seja menor do que  $c_a$ , mas  $p_c - p_b = c_b$ . Neste caso, se esses preços mínimos forem efetivos, ou seja, se ditarem os preços de mercado em A, B e C, então o comércio privado entre A e C ficará inviável, já que não se formará o diferencial de preços necessário para que haja esse comércio, e o excesso de oferta da região A terá de ser comercializado inteiramente pelo governo ou por meio de subsídio à comercialização privada.<sup>1</sup>

É possível, contudo, que o preço em C suba a ponto de viabilizar esse comércio. Na realidade, tudo vai depender do comportamento do preço na região C, o qual, por sua vez, vai depender da reação da oferta da região B e também da própria região C. Quanto maior o peso da região B no suprimento de C e/ou quanto maior o peso de C no atendimento de sua própria demanda, menor será a dependência do preço em C em relação ao preço em A. Nesse caso, maior é a chance de que o preço de mercado na região de destino não seja afetado pelo nível de preço mínimo fixado para a região A e que o comércio privado entre A e C seja inviabilizado.

Nesse caso de fixação de preços mínimos de maneira inconsistente espacialmente, a região A se beneficiaria não somente pelo apoio geral da PGPM (pelo nível de preço mínimo fixado para a região C), mas também pelo estímulo dife-

1. Para uma análise bem mais extensa dessa questão da inconsistência espacial dos preços mínimos, ver Gramacho (1978). Esse foi, aliás, o único trabalho encontrado sobre o assunto, no âmbito da antiga Companhia de Financiamento da Produção (CFP) ou da atual Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), o que é surpreendente, dada a importância do tema. Esse assunto já foi objeto de interesse por parte deste autor [ver Goldin e Rezende (1993, p. 81-112)].

renciado dado à região A. Quanto à região B, o efeito da maior oferta de A sobre o mercado vai depender de como a PGPM atua na região A. No caso de aquisição direta do produto em A, o impacto sobre a região B vai depender da política de liberação dos estoques do governo. Naturalmente, os agricultores da região B, mais do que os da região A, vão pressionar para uma completa esterilização desses estoques. Como na prática isso não é possível, esses estoques formados pelo governo em A acabam criando um “risco institucional”, que, como bem mostrou Mauro Lopes, desestimula a estocagem em B e faz cair o preço nessa região, na safra, tornando assim o preço mínimo atuante também nessa região.

Note-se ainda que, alternativamente, a política de preços mínimos poderia consistir apenas em fixar um preço mínimo para a região C, deixando o próprio mercado determinar o impacto sobre os preços nas regiões A e B. Naturalmente, neste caso não poderia haver inconsistência espacial, pois os preços vigentes em A e B iriam passar a diferir na razão de seus custos de transporte até a região C. Neste caso — assim como no caso de se fixarem preços mínimos também nas regiões A e B, mas levando-se em conta as diferenças de custo de transporte em relação à região C —, a política de preços mínimos não interferiria com a integração de mercados.

### **3 DIFERENÇAS INTER-REGIONAIS DE PREÇOS E CUSTOS DE TRANSPORTE: OS CASOS DO MILHO, ARROZ E SOJA**

Os diferenciais de preços de um produto agrícola entre duas regiões quaisquer devem guardar consistência com os custos de transferência desse produto; por exemplo, a arbitragem espacial impede que esses diferenciais sejam maiores do que os custos de transferência; por outro lado, se esses diferenciais de preços forem inferiores aos custos de transferência, então isso pode ser tomado seguramente como indicador da inexistência de comércio.<sup>2</sup>

Partindo dessa premissa teórica, a análise a ser apresentada aqui agrupa os estados dois a dois, em função de conhecimento prévio sobre a direção dos fluxos de comércio entre eles, e, após calcular os diferenciais de preços na safra e na entressafra, faz-se uma comparação desses diferenciais com os fretes rodoviários, estimados para distâncias “representativas” das principais rotas de comércio entre os estados.<sup>3</sup> Essas estimativas foram feitas com base numa equação logarítmica que

2. Na realidade, é muito complexa a lista de fatores que explicam a existência ou não de comércio; sobre isso, ver Gonzalez-Rivera e Helfand (2001b) e Capítulo 4 deste volume.

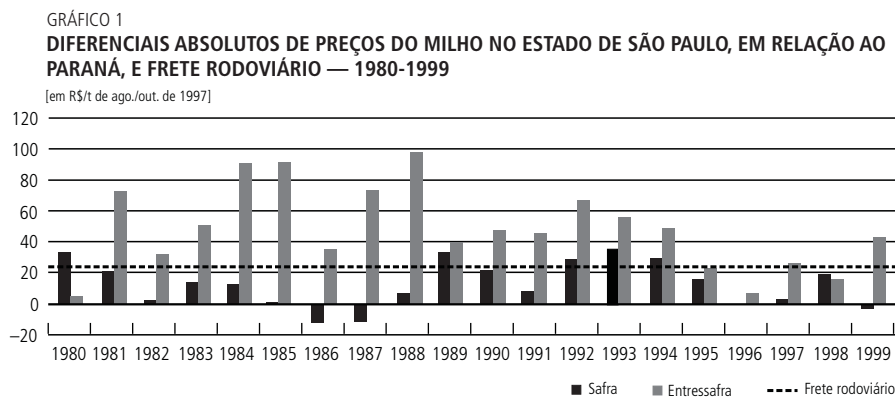
3. As distâncias foram obtidas no Guia Quatro Rodas. Os fretes rodoviários foram levantados pelo Sifreca, do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Esalq/USP, cuja *home page* é: <http://sifreca.esalq.usp.br>. Uma análise anterior usando metodologia similar pode ser vista em Helfand e Rezende, Capítulo 1 deste volume.

fornece o valor do frete por tonelada-quilômetro em função da distância, e que foi estimada com base nos dados do Sistema de Informações de Fretes para Cargas Agrícolas (Sifreca) relativos ao período de agosto a outubro de 1997.<sup>4</sup>

Note-se que o mais correto seria fazer a comparação desses custos de frete com os preços em nível de atacado, pois o comércio inter-regional se dá em nível de atacado. Entretanto, esses preços em nível de atacado não estão igualmente disponíveis. Se as margens de atacado forem fixas, os diferenciais de preços de atacado e de produtor serão iguais; por outro lado, se as margens forem proporcionais, os diferenciais de preços de atacado serão superiores aos de produtor na mesma proporção. Além disso, os fretes rodoviários se referem apenas aos valores vigentes no período agosto/outubro de 1997, enquanto os diferenciais de preços se referem ao período 1980-1999.<sup>5</sup>

### 3.1 O Caso do Milho

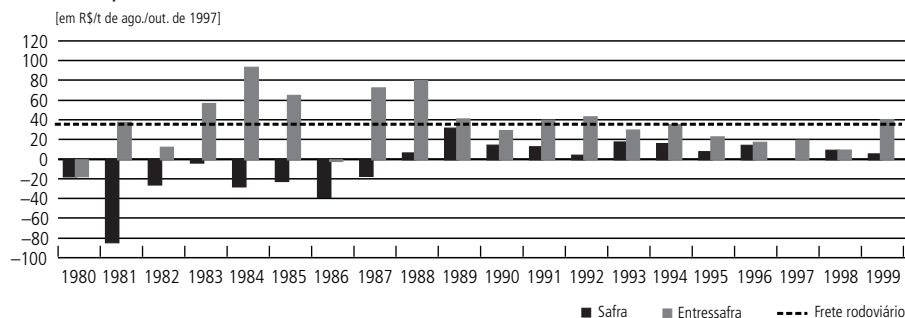
A partir dessas premissas, procedeu-se ao cálculo dos diferenciais de preços de milho e dos fretes rodoviários no Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo, Minas Gerais e Espírito Santo em relação ao Paraná e aos estados do Centro-Oeste, admitidos *a priori* como estados superavitários em relação àqueles estados, pelo menos desde 1980. Os resultados desses cálculos para cada par de estado são apresentados de forma detalhada em Castro e Rezende (2001); a conclusão geral dessa análise, ilustrada através dos Gráficos 1 e 2, que apresentam esses diferenciais



4. Agradeço a Newton de Castro, da UFRJ, que tinha estimado antes essa equação e a cedeu gentilmente para este trabalho. Uma metodologia análoga, mas diferenciando as distâncias por rodovia pavimentada e rodovia não-pavimentada, foi usada por Gramacho (1978, p. 55). Esse autor menciona, também, a necessidade de se distinguir entre a safra e a entressafra, assim como a existência ou não de frete de retorno.

5. Note-se que não se diferenciam também os fretes rodoviários segundo o período do ano (safra e entressafra), tampouco em função do volume; sobre isso ver Soares e Caixeta-Filho (2001), Caixeta-Filho *et alii* (2001) e Barros e Martines Filho (1990). Admite-se, também, que os fretes rodoviários representem o grosso dos custos de transferência.

GRÁFICO 2  
**DIFERENCIAIS ABSOLUTOS DE PREÇOS DO MILHO NO ESTADO DE SÃO PAULO, EM RELAÇÃO A GOIÁS, E FRETE RODOVIÁRIO — 1980-1999**



de preços de São Paulo em relação a Paraná e Goiás, é a seguinte. Com exceção do Rio Grande do Sul, os diferenciais de preços de milho em relação ao Paraná são compatíveis com os fretes rodoviários, mas apenas na entressafra; os diferenciais na safra, além de serem em regra menores, são muito voláteis de ano para ano. Com relação a Goiás (assim como aos demais estados do Centro-Oeste), nota-se claramente que o comércio só é viável com os estados do Sudeste, e mesmo assim só na entressafra. Menção especial cabe à forte queda que ocorreu nesses diferenciais de preços na safra, no quinquênio 1985-1989, para todos os pares de estados.

Os Gráficos 1 e 2 apresentam também o custo de transporte entre os respectivos pares de estados. Note-se que a comparação com o frete rodoviário só é estritamente relevante para o período 1995-1999, já que os dados de frete utilizados se referem a 1997.

Esse padrão safra/entressafra de diferenciais dos preços do milho certamente tem a ver com a grande dispersão da produção de milho, revelando o alto grau de auto-suficiência regional que caracteriza esse produto. Isso pode ser visto na Tabela 1, que apresenta a distribuição da produção estadual de milho como porcentagem da produção nacional. Estimativas do comércio interestadual também confirmam esse alto grau de auto-suficiência regional na produção de milho no Brasil.<sup>6</sup> Esse alto grau de auto-suficiência do milho, por sua vez, pode ser explicado pelo forte impacto que o custo de transporte tem sobre o seu preço líquido, que se torna muito baixo quando o produto tem de ser transportado a longas distâncias. Isso se deve ao fato de o preço do milho por peso específico ser muito baixo, comparado com os outros grãos, reflexo da alta produtividade e, conseqüentemente, do baixo custo unitário do produto, em comparação aos demais grãos. Isso

6. Essas estimativas estão apresentadas em Helfand e Rezende, Capítulo 1 deste volume.



TABELA 1  
MILHO: PRODUÇÃO ESTADUAL COMO PERCENTAGEM DA PRODUÇÃO NACIONAL — 1973-1998

Anos	PR	RS	SC	SP	MG	CO	Demais estados
1973	21,7	14,8	11,0	18,5	14,1	6,7	13,2
1974	21,8	13,7	13,6	16,1	14,2	8,4	12,1
1975	23,3	14,5	13,0	12,8	14,2	9,9	12,3
1976	27,0	13,7	13,7	15,3	13,1	9,1	8,0
1977	24,0	13,9	13,9	13,1	14,2	10,1	10,8
1978	18,0	15,9	11,7	12,5	17,9	9,7	14,3
1979	25,6	11,4	10,5	14,0	16,0	12,5	10,1
1980	26,8	15,5	14,8	11,5	14,8	10,2	6,4
1981	25,4	18,0	15,0	13,0	13,8	9,9	4,9
1982	24,9	14,4	12,0	15,5	13,9	11,3	8,0
1983	26,8	16,9	9,0	16,9	14,3	12,2	3,9
1984	25,5	16,9	11,1	13,5	12,1	10,9	10,1
1985	26,4	16,2	9,8	13,1	13,7	11,0	9,8
1986	21,1	9,4	9,5	15,1	15,9	16,1	12,9
1987	28,5	14,5	9,1	13,9	12,4	16,3	5,3
1988	22,5	10,3	9,6	14,9	13,2	17,5	12,1
1989	19,9	13,5	10,0	14,1	12,5	19,6	10,3
1990	24,2	18,5	12,5	13,0	10,6	14,7	6,5
1991	20,4	8,7	6,4	17,2	15,7	19,4	12,2
1992	23,9	18,1	10,7	13,4	12,3	14,7	6,9
1993	27,2	15,3	10,8	12,3	12,6	15,0	6,8
1994	25,1	14,6	10,3	9,8	11,3	17,0	11,8
1995	24,8	16,4	10,1	11,5	10,3	17,2	9,7
1996	26,8	10,0	7,9	12,0	11,3	21,9	10,2
1997	22,4	11,8	8,0	11,3	11,3	15,2	20,0
1998	26,8	14,7	8,7	12,4	12,5	10,1	14,7

Fonte: IBGE.

se verifica facilmente quando se calculam as razões entre o custo do frete entre Rondonópolis e São Paulo e os preços de arroz, milho e soja na entressafra em São Paulo em 1997. Assim procedendo, pôde-se verificar que o custo do frete entre Rondonópolis e São Paulo representa 36% do preço do milho em São Paulo na entressafra (período em que esse custo de frete é atuante, como visto), enquanto

para o arroz e a soja esse custo é apenas de 17% e 22%, respectivamente. No caso do arroz, além disso, esse cálculo provavelmente está exagerando o papel real do frete, já que o comércio se dá com o produto já beneficiado, com grande agregação de valor. Aliás, não é por acaso que a indústria arroseira se localiza nas próprias regiões de produção; o milho, contudo, não tem como escapar do custo de transporte.

Essa auto-suficiência regional, naturalmente, é maior na safra, o que explica a não-formação do diferencial de preços necessário para o comércio. Devido a esse elevado grau de auto-suficiência regional, estados superavitários na produção de milho deveriam se sujeitar a receber um preço muito baixo na safra ou, então, reter os seus excedentes para comercializá-los nas demais regiões na entressafra, arcando com o custo de estocagem e assumindo o risco de comercialização. Não faz sentido que o produto seja importado pela região consumidora, na safra, para ser estocado e consumido na entressafra; essa estocagem pode ser feita a um custo menor na região de origem.<sup>7</sup>

Note-se, entretanto, que o caso do Centro-Oeste é diferente dos casos de Paraná ou São Paulo, já que esses dois estados consomem uma parcela muito maior de suas respectivas produções, enquanto o autoconsumo de milho no Centro-Oeste sempre foi, proporcionalmente, muito menor, como será visto depois. A não-viabilidade do comércio na safra entre o Centro-Oeste e as regiões deficitárias, no período analisado, refletia muito mais a intervenção do governo pela PGPM, impedindo que o preço no Centro-Oeste caísse de maneira a viabilizar o comércio. Se o mercado fosse livre, esse preço certamente cairia ao nível necessário ao comércio, refletindo o vulto da produção no Centro-Oeste *vis-à-vis* a demanda local, especialmente considerando muito improvável a alternativa de estocagem privada da safra no Centro-Oeste e comercialização para fora da região apenas na entressafra. Como, certamente, esse preço requerido para o comércio na safra seria inferior ao custo regional de produção de milho, então o resultado de mercado livre seria uma redução dessa produção, com a eliminação do excesso de oferta no Centro-Oeste.

É interessante notar que a existência de diferenciais de preços de milho maiores na entressafra do que na safra significa que os preços do milho têm subido mais, entre a safra e a entressafra, nas regiões deficitárias do que nas regiões superavitárias. Esse fato é comprovado pela Tabela 2, que mostra os índices de variação estacional de preços por estados no período 1970-1999. Pode-se notar, com efeito, que os índices de variação estacional calculados para São Paulo desde 1970 são sistematicamente superiores aos dos estados superavitários (Paraná e estados do Centro-Oeste).

7. Isso foi notado por Gramacho (1978, p. 25-26). Gramacho notou também que o fluxo de comércio "não se observaria no primeiro instante e, portanto, o diferencial de preços entre as duas localidades seria menor do que o respectivo custo de transporte".

TABELA 2  
**MILHO: ÍNDICES DE VARIAÇÃO ESTACIONAL DE PREÇOS EM ESTADOS SELECIONADOS:  
 MÉDIAS QÜINQÜENAS — 1970-1999**

Períodos	SP	PR	MS	MT	GO
1970-1974	122,2	120,9	104,9	104,1	105,6
1975-1979	114,5	109,9	109,6	102,7	104,3
1980-1984	117,2	107,8	97,5	90,2	96,8
1985-1989	132,5	100,6	105,3	97,1	103,2
1990-1994	125,3	111,6	112,7	114,5	112,5
1995-1999	119,8	107,0	106,3	102,2	108,0

Nota: Esses índices foram obtidos dividindo-se os preços médios na entressafra pelos preços médios na safra e multiplicando-se por 100.

### 3.2 O Caso do Arroz

A fim de se proceder a uma análise similar do caso do arroz, os estados superavitários escolhidos foram o Rio Grande do Sul e os estados do Centro-Oeste, enquanto os estados do Sudeste foram considerados os importadores líquidos. Os resultados detalhados dessa análise podem ser vistos em Castro e Rezende (2001); a conclusão geral da análise, conforme ilustram os Gráficos 3 e 4, em que se apresentam os diferenciais de preços de São Paulo em relação aos estados de Rio Grande do Sul e Goiás, juntamente com os respectivos custos de transporte, é a seguinte. Com relação ao Rio Grande do Sul, e após considerar a diferença de tipos de arroz produzidos no Sul e nos estados do Sudeste e Centro-Oeste,<sup>8</sup> foram obtidos resultados consistentes entre os diferenciais de preços e os custos de transporte. Com relação a Goiás (e também a Mato Grosso), mostrou-se também viável o comércio nos períodos relevantes. Já no caso de Mato Grosso — que não é mostrado aqui, mas pode ser visto em Castro e Rezende (2001) —, a comparação entre os diferenciais de preços e os fretes estimados revela que o comércio com os demais estados é mais viável do que nos casos de Goiás e Mato Grosso do Sul. Isso se deve talvez a uma competitividade maior do novo arroz produzido em Mato Grosso e é consistente com a expansão recente da produção de arroz nesse estado e sua drástica redução nos demais estados do Centro-Oeste. Aparentemente, Goiás, Mato Grosso do Sul e Tocantins deixaram de ser exportadores ou então deixaram de ser competitivos nos estados do Sudeste, passando a dirigir suas vendas para outros mercados, como o do Nordeste, onde, aliás, a produção própria de arroz caiu de forma acentuada.<sup>9</sup>

8. Admitiu-se um diferencial de 23% no preço a favor do arroz agulhinha (produzido no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina) *vis-à-vis* o arroz produzido nos demais estados. Sobre isso, ver Castro e Rezende (2001).

9. Essa referência à reorientação dos fluxos de comércio do arroz goiano em direção ao Nordeste é feita em Bierlen, Wailles e Cramer (1997), que apresentam uma visão geral muito interessante do mercado do arroz no Brasil e no âmbito do Mercosul.

GRÁFICO 3  
**DIFERENCIAIS ABSOLUTOS DE PREÇOS DO ARROZ NO ESTADO DE SÃO PAULO, EM RELAÇÃO AO RIO GRANDE DO SUL, E FRETE RODOVIÁRIO — 1980-1999**

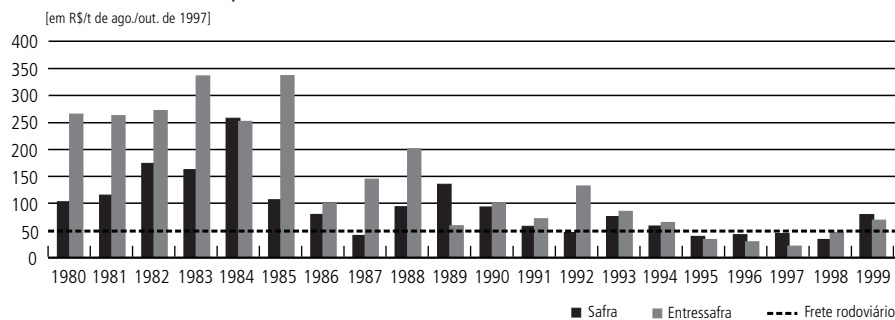
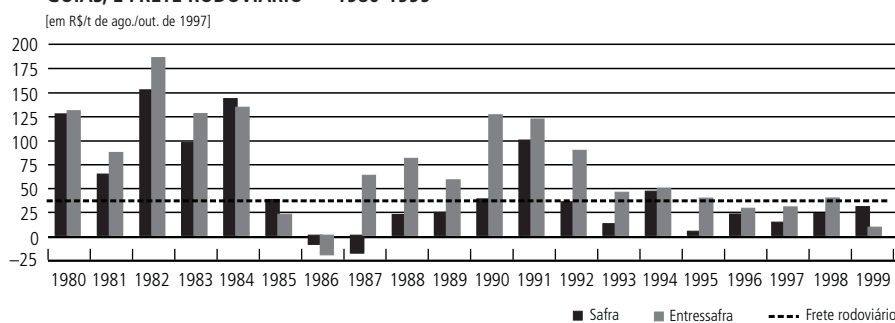


GRÁFICO 4  
**DIFERENCIAIS ABSOLUTOS DE PREÇOS DO ARROZ NO ESTADO DE SÃO PAULO, EM RELAÇÃO A GOIÁS, E FRETE RODOVIÁRIO — 1980-1999**



Duas observações merecem ser feitas com relação ao caso do arroz: primeiro, não há a mesma diferenciação safra/entressafra que se notou no caso do milho: o comércio do arroz parece viável todo o ano; e segundo, também ocorreu, no caso do arroz, especialmente para os estados do Centro-Oeste, a queda nos diferenciais de preços na safra no quinquênio 1985-1989.

Sabe-se que o grau de especialização regional da produção é muito maior no caso do arroz do que no do milho, e cresceu significativamente ao longo das últimas décadas, como mostra a Tabela 3.<sup>10</sup> Como consequência disso, passaram a se formar excessos de demanda generalizados já no período de safra, a serem atendidos com a oferta dos estados do Sul (e, mais recentemente, de Mato Grosso), o que forçou os preços a se moverem na direção necessária. Por outro lado, a atuação da PGPM pôde se concentrar apenas nas regiões excedentárias, como de fato ocorreu nas décadas de 1970 e 1980, como será visto.

10. Isso é também mostrado em Gonzalez-Rivera e Helfand (2001a) e Capítulo 3 deste volume.

TABELA 3  
**EVOLUÇÃO DA PRODUÇÃO ESTADUAL DE ARROZ — 1973-1998**  
 [em mil t]

Anos	RS + SC	MS <sup>a</sup>	MT	GO + TO	MA	MG	SP	PR	Demais estados
1973	1.655	-	783	1.166	764	828	603	661	702
1974	1.780	-	814	959	653	479	582	672	544
1975	1.993	-	1.003	867	906	773	510	851	636
1976	2.167	-	1.627	1.318	952	962	840	1.089	605
1977	2.438	-	2.096	620	1.138	636	360	905	801
1978	2.288	-	1.397	621	1.143	644	246	210	747
1979	1.935	457	975	1.155	1.070	659	308	287	749
1980	2.722	504	1.175	1.455	1.281	834	420	638	746
1981	2.859	452	942	921	691	689	380	494	801
1982	2.964	339	1.002	1.397	1.575	732	464	257	1.005
1983	2.616	451	790	1.081	431	779	617	368	608
1984	3.572	382	673	1.038	1.146	594	399	243	982
1985	3.654	324	522	1.116	623	843	510	296	1.137
1986	3.439	276	794	1.359	1.292	932	545	206	1.532
1987	4.067	466	922	1.501	596	905	552	343	1.067
1988	4.435	329	974	1.551	1.294	893	512	317	1.505
1989	4.523	267	890	1.294	1.092	761	486	296	1.436
1990	3.762	182	421	569	465	580	313	254	876
1991	4.407	199	466	836	970	777	335	164	1.335
1992	5.259	226	851	953	401	727	337	214	1.039
1993	5.564	220	588	690	632	704	311	222	1.178
1994	4.898	226	812	864	1.036	649	277	217	1.561
1995	5.747	239	762	837	952	626	260	208	1.595
1996	4.879	253	722	502	555	305	213	205	1.011
1997	4.660	215	695	494	559	363	175	176	1.014
1998	4.227	197	777	561	381	332	131	170	941

Fonte: IBGE.

<sup>a</sup> Até 1978 a produção de Mato Grosso do Sul se encontra agregada a Mato Grosso.

É interessante também verificar, para o arroz, como tem sido o comportamento da variação estacional de preços em regiões excedentárias e deficitárias, sabendo-se de antemão que se deve esperar menor diferenciação regional a esse respeito, em comparação ao caso do milho. Os resultados dos cálculos efetuados, e apresentados na Tabela 4, confirmam essa expectativa. Com exceção do Rio Grande do Sul, onde a variação estacional de preços foi claramente inferior à dos demais estados nas décadas de 1970 e de 1980, os índices de variação estacional no estado de São Paulo e nos do Centro-Oeste são muito próximos entre si. Na década de 1990, entretanto, o Rio Grande do Sul passou a apresentar uma variação estacional de preços muito mais elevada, provavelmente mais compatível com o financiamento privado da estocagem do arroz. Sabe-se que até 1989 a estocagem de arroz no Rio Grande do Sul recebia grande estímulo da PGPM, por meio do EGF, que era altamente subsidiado e por isso a variação estacional de preços poderia ser baixa em comparação a São Paulo.<sup>11</sup> A partir de 1990, entretanto, devido à redução desse papel da PGPM, a variação estacional de preços passou a ter de viabilizar a estocagem financiada privadamente.

TABELA 4  
ARROZ: ÍNDICES DE VARIAÇÃO ESTACIONAL DE PREÇOS EM ESTADOS SELECIONADOS: MÉDIAS QUINQUENAIS — 1970-1999

Períodos	SP	RS	MS	MT	GO
1970-1974	126,6	111,4	121,0	127,3	124,8
1975-1979	108,2	98,8	104,7	113,0	109,1
1980-1984	112,4	93,3	105,2	112,1	111,5
1985-1989	122,5	95,0	100,6	101,9	113,5
1990-1994	127,5	118,8	116,9	118,7	118,4
1995-1999	114,9	122,2	118,1	110,8	107,1

Nota: Esses índices foram obtidos dividindo-se os preços médios na entressafra pelos preços médios na safra e multiplicando-se por 100.

### 3.3 O Caso da Soja

Para a análise do mercado de soja, o procedimento aqui adotado foi um pouco diferente, pois comparam-se os diferenciais de preços entre o Paraná e os outros estados com os diferenciais de frete até os portos de embarque (escolhidos caso a caso), em comparação ao frete pago pelo próprio Paraná, através do porto de Paranaguá.

Os resultados, mostrados na Tabela 5, são muito mais consistentes para os estados do Centro-Oeste do que para os demais, ou seja, os diferenciais de preços

11. Para uma análise mostrando esse efeito do EGF sobre a variação estacional de preços, ver Rezende (1984).

TABELA 5  
**SOJA: DIFERENCIAIS DE PREÇOS E DE FRETES RODOVIÁRIOS ENTRE O PARANÁ E ESTADOS SELECIONADOS, MÉDIAS QUINQUÊNAIS — 1980-1999**  
 [em R\$/t de ago./out. de 1997]

Estados	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	Diferenças entre os fretes rodoviários até os portos	
					Origem Cascavel	Origem Ponta Grossa
Rio Grande do Sul						
Safra	35	3	-2	-9	2	15
Entressafra	66	-4	-9	-7		
Santa Catarina						
Safra	12	8	-6	-5	-1	12
Entressafra	49	27	-1	4		
São Paulo						
Safra	-14	-9	-14	0	-2	11
Entressafra	-27	-42	-23	-20		
Minas Gerais						
Safra	-15	1	3	2	0	13
Entressafra	16	-19	-8	-11		
Goiás						
Safra	39	18	22	14	20	33
Entressafra	59	23	22	22		
Mato Grosso do Sul						
Safra	36	22	16	12	15	28
Entressafra	53	21	17	16		
Mato Grosso						
Safra	48	46	38	28	38	51
Entressafra	56	63	39	37		

Nota: Para cálculo dos fretes, foram consideradas as distâncias entre a principal região produtora de cada estado e seu respectivo porto. RS: Passo Fundo — Rio Grande; SC: Xanxerê — Florianópolis; PR: Paranaguá; SP: Assis — Santos; MG: Uberaba — Santos; GO: Goiânia — Paranaguá; MS: Campo Grande — Paranaguá e MT: Parecis — Paranaguá.

assim calculados entre o Paraná e os estados do Centro-Oeste são consistentes com os fretes estimados, mas o mesmo não ocorre com os diferenciais de preços entre o Paraná e os demais estados do Sul e do Sudeste incluídos na tabela. A razão, certamente, radica na simplicidade da análise, que, neste caso, se mostra inadequada. Note-se ainda que esses resultados para a comparação entre o Paraná e os estados do Centro-Oeste são também consistentes com o comércio inter-regional, já que a produção de soja do Centro-Oeste dirige-se não só aos portos de exportação mas também aos estados do Sudeste e do Sul, onde se dá em maior grau o esmagamento. Isso aparece no grau maior de estocagem de soja após a safra nessas últimas regiões, em comparação com os estados do Centro-Oeste, como será visto.

#### 4 A ATUAÇÃO DA PGPM NO PERÍODO 1980-1999

No caso do Brasil, os preços mínimos fixados para o arroz irrigado e o arroz de sequeiro — que correspondem, respectivamente, ao arroz gaúcho e ao arroz do Centro-Oeste — continham um deságio entre os preços de arroz de sequeiro e de arroz agulhinha de apenas 14% até 1989, passando a ser de 23% a partir de fevereiro de 1989. Como o frete entre o Rio Grande do Sul e São Paulo não é inferior ao frete entre Goiás e Mato Grosso do Sul, de um lado, e São Paulo, de outro, e é apenas ligeiramente superior ao frete com origem em Mato Grosso, parece que não teria havido inconsistência espacial no caso do arroz. É preciso considerar, contudo, as diferenças regionais no que se refere à forma de comercialização predominante do produto (se em casca ou beneficiado) e a conseqüência disso para o peso relativo do frete em cada caso. Como o produto gaúcho conta com um setor industrial-comercial arrozeiro muito mais desenvolvido, o problema do frete assume uma importância menor do que no caso do arroz do Centro-Oeste, comercializado em casca e arcando com um custo de frete maior, devido ao maior volume. O arroz gaúcho e catarinense sempre se beneficiou da diferenciação do produto (marca), que se refletia em um preço maior no mercado consumidor. *En passant*, essas considerações acerca das diferenças de qualidade, de formas de comercialização e de estruturas de mercado, no caso do arroz, tornam problemática a extensão ao arroz da análise de integração de mercados deste estudo.

No caso do milho, o preço mínimo era o mesmo para todas as regiões até 1991, embora os valores dos fretes rodoviários entre os estados do Centro-Oeste e os do Sudeste fossem muito superiores aos valores dos fretes entre o Paraná e os estados do Sudeste. O Plano de Safra 1990-1991 (o primeiro do Governo Collor), entretanto, mudou radicalmente essa política de “equalização” dos preços mínimos: a partir de fevereiro de 1991, os preços mínimos de Goiás e Mato Grosso tornaram-se apenas 85% e 65%, respectivamente, do preço mínimo do Paraná



(mantido igual, por sua vez, ao preço mínimo de São Paulo, em si mesmo uma inconsistência).<sup>12</sup> No final de 1991, entretanto, o Governo Collor recuou em sua política de “regionalização” dos preços mínimos do milho, “equalizando-os” novamente.<sup>13</sup>

É necessário notar que uma não-regionalização dos preços mínimos, embora seja uma condição necessária, não é, contudo, condição suficiente para que os fluxos privados de comércio sejam inviabilizados como consequência da política. É necessário considerar a *intensidade* de atuação da política, ou seja, o grau em que os preços de mercado passaram efetivamente a ser determinados pelos preços mínimos. Isso pode ser inferido de duas maneiras principais: uma, mediante a comparação direta dos preços de mercado com os preços mínimos e, a outra, tomando-se por base o volume de recursos financeiros aplicados ou as quantidades físicas adquiridas diretamente pelo governo, ou estocadas pelo setor privado mas com financiamento público. Como já foi apresentado um outro estudo [ver Goldin e Rezende (1993, p. 205-211)], em que se mostra que os preços mínimos foram de fato atuantes no quinquênio 1985-1989, limitar-se-á, aqui, à análise do comportamento do volume de recursos e da formação de estoques nos diferentes períodos sob análise.<sup>14</sup>

#### 4.1 O Caso do Milho

A Tabela 6 permite observar o seguinte, com respeito à atuação da PGPM no caso do milho e ao seu impacto regional:

a) houve, claramente, uma grande atuação do governo, via PGPM, na década de 1980, assim como a desativação dessa política na década de 1990;<sup>15</sup>

b) a atuação da PGPM, no caso do milho, foi muito *espalhada*, já que, como visto, a produção é também muito dispersa, embora se note maior presença dessa política no Paraná e no Centro-Oeste. Nessa última região, a mais excedentária, o governo teve atuação mais direta, via Aquisição do Governo Federal (AGF), em

12. Para uma defesa dessa “desequalização”, assim como de toda uma nova estratégia de política agrícola — que, aliás, deu origem a uma atuação mais intensa do BNDES no financiamento da “cadeia” agroindustrial —, ver Ministério da Economia, Fazenda e Planejamento e Ministério da Agricultura e Reforma Agrária (1990).

13. Esse abandono da regionalização dos preços mínimos se deveu à crise da produção agrícola no biênio 1990-1991, o que fez o Governo Collor voltar a estimular a agricultura em Plano de Safra anunciado em outubro de 1991, que substituiu o anterior, anunciado em agosto de 1991 e que era similar ao de agosto de 1990.

14. Para uma discussão mais completa da atuação da PGPM em todo o período de sua existência, ver Coelho (2001).

15. Cabe lamentar a falta de dados de EGF a partir de 1992. Até essa data, o Banco do Brasil fornecia à Conab as informações que ela divulgava amplamente. Sob o pretexto de ter de reduzir custos, entretanto, o Banco do Brasil simplesmente parou de levantar e fornecer os dados de EGF contratados a partir de 1993. Tentou-se aqui o uso do Sistema Recor do Banco Central, mas, de novo sob o pretexto de reduzir custos, deixou de haver um contrato específico de EGF, que se tornou uma mera extensão do custeio. Para uma análise das mudanças da PGPM na década de 1990, ver Rezende (2001b) e Villa Verde (2001).

TABELA 6  
**MILHO: EGF E AGF COMO PERCENTAGENS DAS QUANTIDADES PRODUZIDAS: BRASIL E ESTADOS SELECIONADOS — 1979-1998**

Anos	Brasil		PR		RS		SC		SP		MG		CO	
	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF
1979	6,8	0,4	7,6	-	1,0	-	4,7	-	0,0	-	8,9	-	10,2	3,3
1980	7,5		8,2	-	2,8	-	3,4	-	12,1	-	10,1	-	8,7	-
1981	17,7	0,3	24,1	0,1	11,9	-	13,3	-	23,6	-	13,0	-	20,7	2,1
1982	14,1	16,2	15,6	27,4	11,0	15,2	16,3	0,9	16,9	17,1	12,2	3,9	15,2	48,0
1983	11,9	7,3	13,7	11,3	5,9	9,0	18,1	-	16,1	8,4	10,6	2,0	8,1	19,4
1984	8,3	2,2	13,7	0,6	1,9	9,4	8,2	-	17,3	0,9	3,5	-	6,0	2,3
1985	7,6	14,2	13,4	19,2	1,2	-	10,3	1,2	10,0	17,3	3,7	5,5	7,2	46,7
1986	6,7	11,3	16,0	5,0	1,2	-	5,9	-	8,5	7,1	4,4	4,5	3,7	50,8
1987	6,9	25,6	7,3	35,5	3,8	10,8	5,5	1,6	7,6	23,7	6,4	12,2	11,7	63,0
1988	16,3	6,6	22,0	1,9	2,1	-	6,4	0,0	14,3	2,5	8,9	2,8	40,7	28,4
1989	16,1	3,8	14,6	-	2,1	-	17,2	-	12,3	0,1	6,6	0,3	42,5	18,4
1990	2,1	2,2	4,4	-	0,4	-	1,3	-	0,9	0,1	1,1	0,1	4,1	14,7
1991	3,6	-	5,8	-	1,7	-	3,1	-	2,3	n.d.	1,5	-	7,4	-
1992	17,0	1,2	27,6	3,3	7,7	2,2	16,6	0,4	8,8	0,2	7,3	0,1	33,8	1,8
1993	9,3	1,3	n.d.	1,0	n.d.	0,8	n.d.	0,1	n.d.	0,1	n.d.	0,4	n.d.	5,9
1994	9,9	5,5	n.d.	5,2	n.d.	20,8	n.d.	0,1	n.d.	0,1	n.d.	2,1	n.d.	3,7
1995	14,9	2,6	n.d.	4,7	n.d.	7,9	n.d.	0,2	n.d.	0,1	n.d.	0,4	n.d.	7,6
1996	n.d.	1,9	n.d.	0,3	n.d.	15,7	n.d.	0,9	n.d.	-	n.d.	0,5	n.d.	6,8
1997	n.d.	9,2	n.d.	8,4	n.d.	11,1	n.d.	0,6	n.d.	0,6	n.d.	5,2	n.d.	41,8
1998	n.d.	1,0	n.d.	-	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	-	n.d.	-	n.d.	9,4
Médias														
1980-1984	11,9	6,5	15,1	7,9	6,7	6,7	11,9	0,2	17,2	5,3	9,9	1,2	11,7	14,4
1985-1989	10,7	12,3	14,7	12,3	2,1	2,2	9,1	0,6	10,5	10,1	6,0	5,1	21,2	41,4
1990-1994	8,4	2,0	12,6	1,9	3,2	4,8	7,0	0,1	4,0	0,1	3,3	0,5	15,1	5,2
1995-1998	n.d.	3,7	n.d.	3,4	n.d.	11,6	n.d.	0,6	n.d.	0,2	n.d.	1,5	n.d.	16,4

Fontes: IBGE e Conab.  
n.d. = não-disponível.

vez de EGF, o que é consistente com a maior incerteza da estocagem privada do milho nas regiões mais excedentárias, como o Centro-Oeste. Note-se, entretanto, que em 1988 e 1989 houve um aumento da importância do EGF no Centro-Oeste;

c) houve, de fato, uma atuação mais forte da PGPM no período 1985-1989 no Paraná e no Centro-Oeste, fazendo com que o preço do milho na safra, nessas regiões, caísse *menos* do que nas regiões consumidoras líquidas e que os diferenciais de preços na safra sofressem uma queda significativa nesses anos, como mostrado anteriormente. Além disso, como já se notou, o aumento do diferencial de preços entre a safra e a entressafra se deveu a um aumento maior dos preços entre a safra e a entressafra *nas regiões de consumo*. Esse período de 1985-1989 se caracterizou pelo seguinte: a) grande aumento da produção agrícola; b) grande queda dos preços agrícolas, devido a esse aumento de produção, à queda dos preços internacionais e também à derrocada do Plano Cruzado em 1987; c) grave crise financeira agrícola, o que fez o governo atuar de forma compensatória nos mercados dos produtos; e d) essa grande atuação da PGPM refletiu, também, o crescente descontrole fiscal e monetário no período, o que permitiu o predomínio de interesses setoriais na definição dos preços mínimos e dos recursos alocados à política; e

d) em face da desativação da PGPM — o que, pelas razões apresentadas, deve ter feito os preços do milho passarem a cair muito mais, na safra, nas regiões excedentárias —, ocorreu uma clara queda na produção de milho 1ª safra no Centro-Oeste.<sup>16</sup> Como mostrado em Helfand e Rezende, Capítulo 5 deste volume, contudo, a região passou a produzir muito mais o milho “safrinha”, que não padece do mesmo problema de comercialização, já que é colhido na entressafra.

#### 4.2 O Caso do Arroz

Como já se viu, no caso do arroz o mercado é formado por *poucas* regiões *muito* superavitárias, de um lado, e *muitas* regiões *altamente* deficitárias, de outro. Em vista disso, há uma formação constante de diferenciais de preços necessários ao comércio, mesmo na safra. Nessas condições, bastou à política de preços mínimos atuar de forma concentrada nas regiões superavitárias, ao contrário do caso do milho, em que, como se viu, sua atuação teve sempre de ser muito dispersa. A Tabela 7 mostra, de fato, que a atuação da PGPM concentrou-se, basicamente, no Rio Grande do Sul, em Santa Catarina e na região Centro-Oeste. Essas mesmas informações mostram, contudo, que a *forma* dessa atuação foi muito diferente nos

16. Note-se, contudo, que a rápida expansão da produção de soja na década de 1990 deve ter amortecido essa queda da produção de milho, devido à necessidade de rotação de culturas e à adoção do plantio direto na soja, com o milho servindo de cobertura de inverno.

TABELA 7  
**ARROZ: EGF E AGF COMO PORCENTAGENS DAS QUANTIDADES PRODUZIDAS: BRASIL E ESTADOS SELECIONADOS — 1980-1998**

Anos	Brasil		RS + SC		CO		MA		MG		SP		PR	
	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF	EGF	AGF
1980	15,4	2,3	29,0	-	16,5	5,4	1,9	-	6,2	-	11,1	-	3,6	-
1981	16,7	9,7	33,3	-	10,5	31,1	4,2	-	5,3	0,8	10,6	0,5	7,1	3,6
1982	18,0	7,5	41,0	-	10,9	24,0	2,3	-	7,0	0,2	11,5	-	6,0	-
1983	25,9	6,5	50,5	-	18,1	8,8	1,9	-	11,8	0,3	13,1	0,2	6,4	-
1984	10,4	7,4	20,6	-	6,4	20,3	0,3	-	3,1	0,2	6,7	-	4,6	-
1985	19,3	16,6	42,8	-	6,1	46,1	1,1	-	2,5	7,0	3,8	7,4	4,4	2,7
1986	4,6	16,7	2,6	-	9,6	50,2	-	-	5,1	8,9	9,2	10,0	12,1	2,6
1987	30,3	28,5	70,4	8,0	5,4	75,6	1,4	13,1	4,1	17,9	5,2	20,7	10,2	13,6
1988	30,9	18,7	71,1	9,1	12,4	50,2	0,7	8,8	5,1	10,7	7,2	9,8	6,8	3,7
1989	22,9	8,4	38,4	1,0	21,5	32,5	1,1	4,1	1,7	2,1	1,0	0,1	n.d.	-
1990	4,2	1,4	7,5	0,1	1,3	8,4	-	-	0,8	0,4	-	0,2	2,6	-
1991	3,5	-	6,0	-	2,3	0,1	0,7	-	1,4	0,0	1,1	-	3,6	-
1992	35,6	0,8	52,7	-	31,9	3,0	0,7	-	7,1	0,1	4,0	0,5	22,2	0,3
1993	21,7	2,0	n.d.	1,7	n.d.	6,2	n.d.	-	1,0	1,0	n.d.	0,1	n.d.	1,1
1994	10,2	12,7	n.d.	20,5	n.d.	23,1	n.d.	-	1,9	2,5	n.d.	0,4	n.d.	1,2
1995	13,7	11,7	n.d.	17,4	n.d.	26,8	n.d.	-	-	1,4	-	-	-	3,1
1996	n.d.	4,0	n.d.	1,5	n.d.	19,0	n.d.	0,2	-	0,3	-	-	-	-
1997	n.d.	1,6	n.d.	0,2	n.d.	8,4	n.d.	-	-	0,2	-	-	-	0,7
1998	n.d.	1,9	n.d.	-	n.d.	9,3	n.d.	-	-	-	n.d.	-	-	-
Médias														
1980-1984	17,3	6,7	34,9	-	12,5	17,9	2,1	-	6,7	0,3	10,6	0,1	5,6	0,7
1985-1989	21,6	17,8	45,1	3,6	11,0	50,9	0,8	5,2	3,7	9,3	5,3	9,6	8,4	4,5
1990-1994	15,0	3,4	n.d.	4,5	n.d.	8,2	n.d.	-	n.d.	0,8	n.d.	0,2	n.d.	0,5
1995-1998	n.d.	4,8	n.d.	4,8	n.d.	15,9	n.d.	0,0	-	0,5	0,4	-	-	0,9

Fontes: IBGE e Conab.  
n.d. = não-disponível.

dois grupos de regiões: no Sul, o governo atuava via EGF e, no Centro-Oeste, via AGF. Note-se, contudo, que em 1988 e 1989 houve um aumento da atuação via EGF, assim como ocorreu no caso do milho. Isso talvez tenha sido causado por um maior enquadramento orçamentário iniciado nesse período, que restringiu a AGF

(que tinha de ser prevista no orçamento aprovado no ano anterior, ao contrário do EGF, que se trata de um financiamento). Foi devido a esse enquadramento orçamentário que a PGPM teve de se basear no EGF também de 1992 a 1995, como mostrado em Rezende (2001*b*) e será comentado depois. É interessante notar, também, a grande importância aparente da AGF em alguns anos da década de 1990, mesmo nos estados do Sul; esse fenômeno apareceu também no caso do milho (Tabela 6). Trata-se, contudo, da AGF Indireta, resultado da conversão de EGF-COV em AGF, como Rezende (2001*b*) mostrou e também será comentado depois.

Essa atuação diferenciada da PGPM nas duas regiões é fácil de explicar. Como mostrado, os preços mínimos do arroz nas duas grandes regiões sempre foram fixados de maneira inconsistente do ponto de vista espacial. Como o arroz gaúcho sempre deteve a maior parte do mercado, inclusive graças à sua melhor aceitação pelo consumidor e à sua industrialização local (o que reduzia o peso relativo do frete), era a partir do seu preço mínimo que se formavam os preços nas regiões consumidoras. Como os preços mínimos do arroz no Centro-Oeste eram fixados acima dos níveis consistentes com esses preços no Rio Grande do Sul, a consequência foi a necessidade de uma atuação *direta* do governo, que chegou a adquirir 75% da safra no Centro-Oeste em 1987.

É fácil entender, nessas circunstâncias, por que, em seguida à desativação dessa política em 1990,<sup>17</sup> a produção de arroz desaba no Centro-Oeste. Isso só não ocorre com Mato Grosso, o que se deve à revolução tecnológica que ocorreu na produção de arroz nesse estado, que o tornou mais competitivo com o arroz da região Sul e dos demais estados do Centro-Oeste, tanto em termos de qualidade quanto de custo de produção.

### 4.3 O Caso da Soja

Finalmente, a Tabela 8 mostra que a intervenção da PGPM na soja tomou a forma do crédito de comercialização (EGF), sem a cláusula de aquisição em último recurso pelo governo (EGF-COV). Sabe-se, ainda, que os preços mínimos sempre estiveram abaixo dos preços de mercado, exceto, precisamente, no período 1985-1987, quando, segundo Goldin e Rezende (1993, p. 99), as AGFs chegaram a absorver 33,3% da safra do Centro-Oeste em 1985, 21% em 1986 e 14,5% em 1987.

17. Note-se, contudo, que houve uma reativação parcial, sob outra forma, no período 1992-1995, como já mencionado na nota de rodapé 12 e foi discutida de forma detalhada em Rezende (2001*b*) e ainda será objeto de discussão mais adiante.

TABELA 8  
**SOJA: EGF COMO PORCENTAGEM DAS QUANTIDADES PRODUZIDAS: BRASIL E ESTADOS SELECIONADOS — 1980-1998**

Anos	Brasil	PR	RS	SP	GO	MS	MT
1980	33,8	33,5	38,6	36,0	1,2	22,7	4,6
1981	37,7	40,5	41,0	42,1	8,6	25,9	1,4
1982	52,1	41,7	64,0	115,9	9,9	26,3	5,1
1983	45,6	43,6	50,8	133,2	10,5	15,8	3,0
1984	19,3	29,0	15,9	63,2	2,4	4,3	0,7
1985	15,3	20,4	4,7	40,4	6,2	5,5	6,3
1986	17,3	17,9	8,9	61,3	27,0	11,9	10,0
1987	27,3	45,3	17,8	67,3	28,0	19,6	8,2
1988	12,8	27,3	4,1	13,4	10,2	12,3	5,4
1989	14,5	2,9	19,6	7,5	28,6	21,3	2,7
1990	2,1	7,0	0,5	1,0	1,3	0,1	0,5
1991	1,2	2,5	0,5	1,2	0,5	0,9	0,7
1992	4,1	4,3	3,9	1,6	3,5	4,2	5,4
1993	5,8	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
1994	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
1995	11,7	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
1996	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
1997	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
1998	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.

Fontes: IBGE e Conab.

n.d. = não-disponível.

Cabem duas observações principais a respeito do caso da soja. Em primeiro lugar, essas informações subestimam o papel que a PGPM de fato cumpriu na expansão da soja. Ao apoiar significativamente o arroz e o milho, a PGPM contribuía também para a expansão da soja. No caso do arroz, isso se dava na medida em que este barateava o custo de abertura de novas áreas para a soja;<sup>18</sup> já no caso do milho, isso se devia ao papel positivo que este cumpre em sua rotação com a soja e na cobertura do solo no inverno, sob plantio direto. Em segundo lugar, a PGPM

18. Isso é argumentado por Pereira (1992), *apud* Warnken (1999).

prestava-se a esse papel de financiar a comercialização da soja *em dobradinha* com a política de crédito rural oficial, responsável pelo financiamento do custeio. Com a saída do governo da comercialização, abriu-se espaço também para a entrada de vários agentes no financiamento do custeio, através de vários mecanismos: aquisição antecipada, venda de insumos contra entrega futura do grão etc. Como a soja no Centro-Oeste, ao contrário do arroz e milho, não só manteve como também acelerou seu processo de expansão, isso sugere que a desativação da PGPM foi benéfica para o setor, ao fomentar a maior presença dos demais elos da cadeia também no financiamento do custeio e, assim, livrar o setor da incerteza quanto ao crédito oficial.

##### **5 OS PROBLEMAS DAS RETENÇÕES “ALONGADAS” DE ESTOQUES PÚBLICOS NO FINAL DOS ANOS 1980 E NOVAMENTE EM MEADOS DOS ANOS 1990**

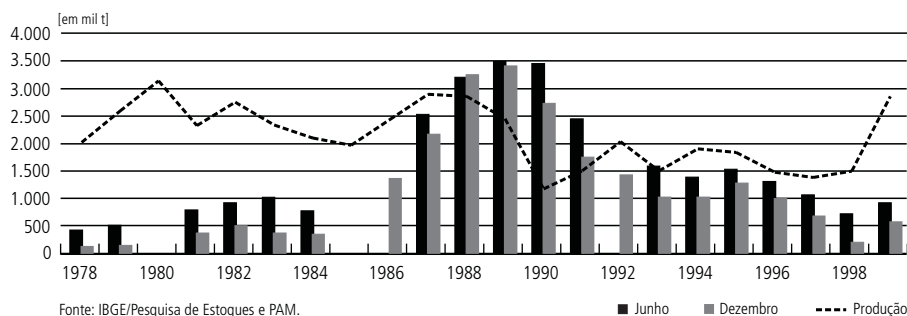
Como visto na introdução, o apoio da PGPM à produção agrícola no Centro-Oeste, na segunda metade dos anos 1980, levou à retenção de estoques públicos em grandes volumes e por um período de tempo muito longo. Isso se deveu à tentativa de se evitar o efeito depressivo que a liberação desses estoques poderia ter sobre a comercialização do produto das demais regiões excedentárias, que continuava em mãos privadas. Na realidade, exatamente nesse período foram estabelecidas, inicialmente, novas regras de comercialização de estoques, criando-se os Preços de Liberação de Estoques (PLE). Segundo essas regras, somente quando os preços de mercado atingissem os PLEs, os estoques poderiam ser liberados. Logo em seguida, decidiu-se também que a liberação de estoques agrícolas, além de ter de atingir esses PLEs — fixados com base em médias móveis dos preços de mercado dos últimos cinco anos, desconsiderando nesse cálculo os preços muito altos ou muito baixos e acrescentando-se margens para cobrir custos de estocagem entre a safra e a entressafra —, teria de cobrir todos os custos da formação desses estoques, ou seja, não deveria haver subsídios na venda dos estoques. Embora aparentando um objetivo de controle do déficit fiscal, na verdade essa condição adicional a ser observada na comercialização dos estoques fomentava ainda mais esse déficit, pois, enquanto os estoques eram mantidos, os gastos aumentavam, inclusive por efeito de perdas na quantidade e na qualidade dos estoques.<sup>19</sup> Como será mostrado a seguir, na verdade essa retenção excessiva de estoques públicos de alimentos se verificou também, embora por outros motivos, entre 1992 e 1995, ano a partir do qual essa política passou por uma reforma substancial.

19. Para uma crítica dessas medidas de restrição à comercialização dos estoques, ver Rezende (1989). É interessante lembrar que o então candidato Collor de Melo subiu em algumas pilhas de arroz e milho estragados, exibindo para a população todo o absurdo dessa política e assim conseguindo uma boa alavancagem para sua vitoriosa campanha de 1989.

É possível revelar aspectos novos, de caráter fundamental, a respeito desse fenômeno de alongamento dos estoques tanto no final dos anos 1980 quanto na primeira metade dos anos 1990. Isso se deve ao uso de dados de estoques do IBGE, que remontam a 1978 e que nunca foram analisados antes por qualquer pesquisador.<sup>20</sup> Esses dados de estoques do IBGE são apresentados nos gráficos a seguir, que mostram os estoques de arroz em casca, milho e soja em grão, em junho e dezembro de cada ano, assim como as quantidades produzidas desses produtos em cada ano.

No caso do arroz (Gráficos 5 e 6), pode-se notar que a retenção dos estoques do produto entre junho e dezembro de cada ano foi sempre muito maior no Centro-Oeste do que no Sul, o que se deve ao fato de no Sul o produto sempre ter sido comercializado ao longo do ano, inclusive graças ao EGF, enquanto no Centro-Oeste o produto sempre foi adquirido diretamente pelo governo na época da safra, só sendo comercializado a partir da alta entressafra, depois do escoamento da produção gaúcha.<sup>21</sup> Esses gráficos mostram, ainda, que no período 1985-1989 esse problema tornou-se dramático, pois o governo simplesmente deixou de vender os estoques do Centro-Oeste no próprio ano agrícola em que eles foram formados, como se pode inferir da comparação desses estoques com a produção agrícola em cada ano. Isso fez aumentar violentamente os gastos com a PGPM nesse período.

GRÁFICO 5  
ESTOQUES DE JUNHO E DEZEMBRO E PRODUÇÃO DE ARROZ NO CENTRO-OESTE (+ TOCANTINS)  
— 1978-1999

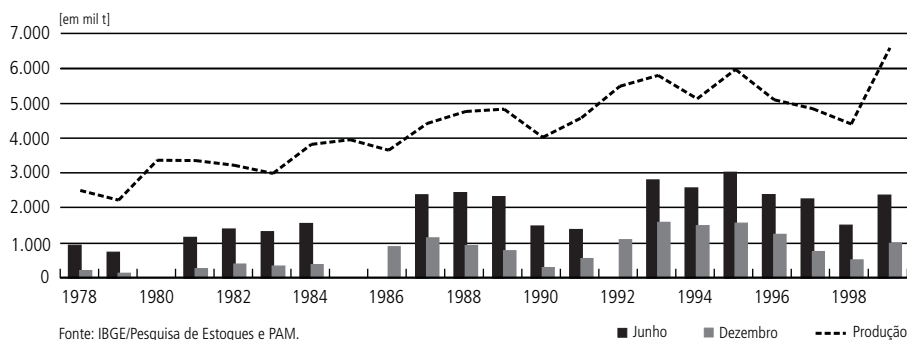


20. Esses dados originam-se das pesquisas denominadas "Pesquisa de Estoques" e "Armazenagem e Estocagem a Seco". A primeira começou em 1986 e substituiu a segunda, que se iniciou em 1978 e durou até 1984. Como essa pesquisa mais antiga não é estritamente comparável à atual Pesquisa de Estoques, é necessário cautela nas comparações entre a primeira e a segunda metade da década de 1980. Sobre esse problema de comparação das duas pesquisas, ver Rocha (1987), onde também se estabelecem as bases metodológicas da pesquisa que teve início em 1986. Para maiores detalhes sobre essa "Pesquisa de Estoques", ver Duarte e Santos (1997). Ver também IBGE (1989).

21. A esse respeito, é de se lamentar que não haja dados nessa Pesquisa de Estoques do IBGE para um período mais próximo da entrada da nova safra — por exemplo, fevereiro ou março —, pois assim se poderia caracterizar melhor essa estratégia governamental de postergação da liberação do produto estocado na região Centro-Oeste.



GRÁFICO 6  
ESTOQUES DE JUNHO E DEZEMBRO E PRODUÇÃO DE ARROZ NA REGIÃO SUL — 1978-1999



É interessante notar que em 1990 ocorreu uma grande quebra de safra de grãos nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, acontecendo outra dramática quebra de safra em 1991, agora apenas na região Sul.<sup>22</sup> Essa seqüência de eventos climáticos adversos deu lugar à elevação dos preços agrícolas nesses anos e, “por sorte”, permitiu a liberação dos estoques acumulados antes. Essa elevação de preços agrícolas de certa forma permitiu a mudança de política agrícola praticada em 1990 e 1991 pelo Governo Collor, marcada pelo abandono da PGPM.

As mudanças ocorridas na formação de estoques públicos de arroz, ao longo da década de 1990, também podem ser notadas. Observa-se, para a região Sul, até um certo aumento desses estoques a partir de junho de 1993 (infelizmente, a pesquisa de estoques não levantou dados para junho de 1992). Além disso, passou a ocorrer também maior retenção de arroz entre junho e dezembro. Já no caso do Centro-Oeste, os estoques retidos de dezembro de 1992 são muito menores do que os do período 1987-1991, mas continua a haver a mesma imobilização desses estoques entre junho e dezembro de cada ano. Essa continuada retenção de estoques entre junho e dezembro, agora estendida aos estados do Sul, se deveu à maior abertura da economia (agravada pela valorização cambial do período) e ao maior custo do EGF; tudo isso dificultava a liquidação do EGF via comercialização do produto pelo próprio produtor, como se fazia antes. Nesse contexto, a solução foi a criação do EGF Especial [ver Rezende (2001b) e Villa Verde (2001)], que na prática passou esses estoques para a propriedade do governo. Uma vez públicos, era natural que o governo passasse a restringir a volta desses estoques ao mercado, tentando, dessa forma, dar uma certa compensação ao setor agrícola, em face da abertura da economia e da valorização cambial. Isso deu lugar a um novo “alongamento” da retenção de estoques, agora estendendo-se a todas as regiões e não

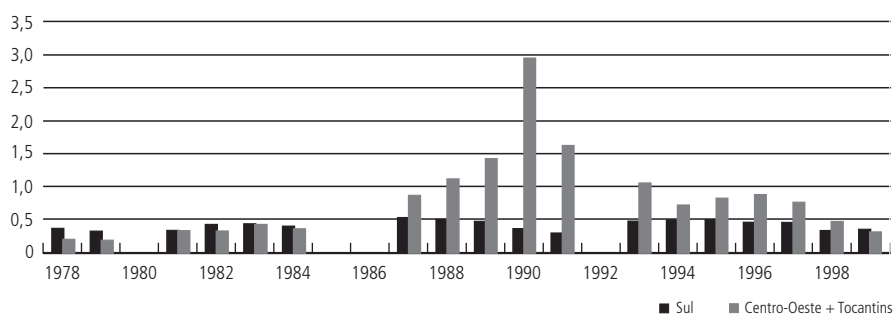
22. Para mais detalhes, ver Helfand e Rezende, Capítulo 5 deste volume.

apenas ao Centro-Oeste.<sup>23</sup> Em face da abertura da economia, entretanto, tudo o que essa política de não-liberação de estoques conseguia era o aumento das importações agrícolas e a redução dos efeitos benéficos da abertura do ponto de vista dos consumidores domésticos.

Nota-se também, no Gráfico 7, que os estoques de arroz do Centro-Oeste em junho de cada ano são sempre muito maiores, como proporção da produção anual, do que os estoques da região Sul. A explicação mais plausível para isso é o fato de que, na região Sul, a estocagem do produto ocorre em muito maior proporção no próprio estabelecimento agropecuário, em silos, muito comuns na região Sul, mas de capacidade inferior a 1.200 toneladas, e portanto não considerados na Pesquisa de Estoques do IBGE.

No caso do milho, os dados do IBGE mostram, para o Centro-Oeste, a mesma retenção de estoques, entre junho e dezembro de cada ano, que se notou no caso do arroz (Gráfico 8). Quanto às regiões Sudeste e Sul, embora também se note uma menor retenção de estoque entre junho e dezembro de cada ano, *vis-à-vis* o Centro-Oeste (ver Gráficos 9 e 10), o maior contraste, sem dúvida, é o nível muito menor de estoques de milho como proporção da produção anual no Sudeste e no Sul, *vis-à-vis* o Centro-Oeste. Isso é mostrado de forma dramática pelo Gráfico 11: enquanto os estoques de milho no Sudeste e no Sul são quase inexpressivos em relação à produção de cada ano, no Centro-Oeste eles chegavam, às vezes, a superar a quantidade produzida, como em 1990. Está claro que essas informações do IBGE revelam uma diferença fundamental entre o Centro-Oeste, de um lado, e as regiões Sudeste e Sul, de outro, no que tange aos estoques de milho: o grosso

GRÁFICO 7  
ARROZ: RAZÃO ENTRE OS ESTOQUES EM JUNHO E A PRODUÇÃO ANUAL NAS REGIÕES SUL E CENTRO-OESTE — 1978-1999



23. Villa Verde (2001) apresenta os dados de estoques retidos nesse período segundo o ano safra, o que permite verificar essa excessiva retenção temporal dos estoques. Rezende (2001b, p.130) mostra que, dos estoques de 19 milhões de toneladas em AGF e EGF-COV existentes em setembro de 1995, nada menos que 8,6 milhões de toneladas eram provenientes de safras anteriores a 1995.

GRÁFICO 8  
ESTOQUES DE JUNHO E DEZEMBRO E PRODUÇÃO DE MILHO NO CENTRO-OESTE (+ TOCANTINS)  
— 1978-1999

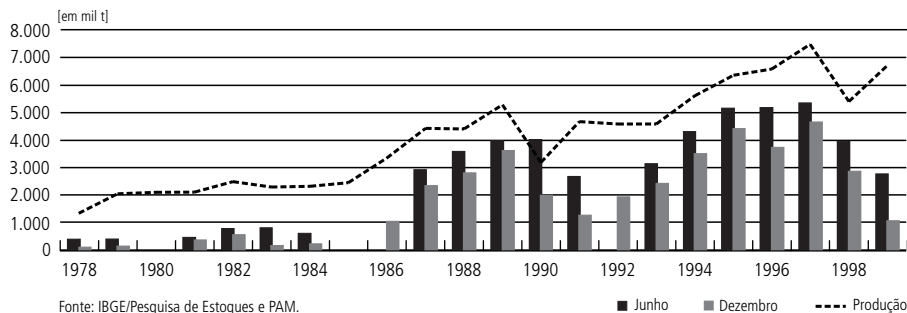


GRÁFICO 9  
ESTOQUES DE JUNHO E DEZEMBRO E PRODUÇÃO DE MILHO NA REGIÃO SUL — 1978-1999

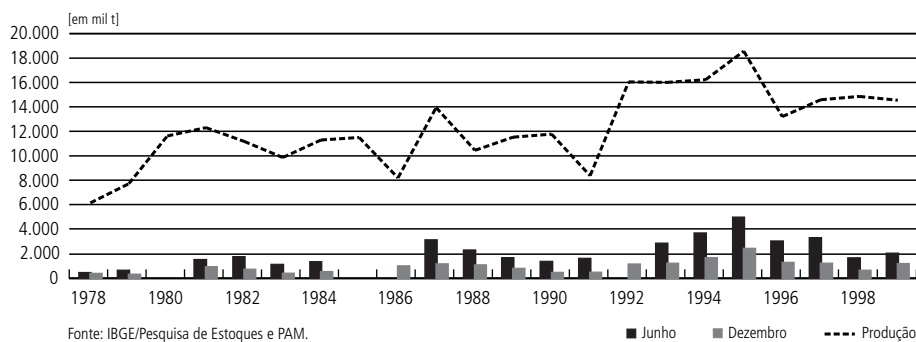


GRÁFICO 10  
ESTOQUES DE JUNHO E DEZEMBRO E PRODUÇÃO DE MILHO NA REGIÃO SUDESTE — 1978-1999

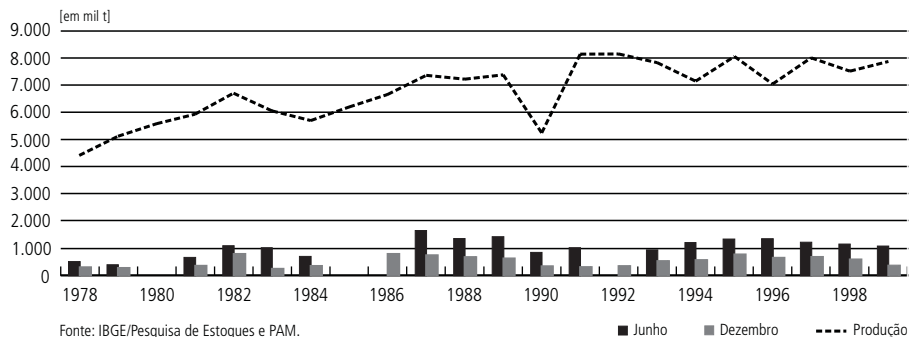
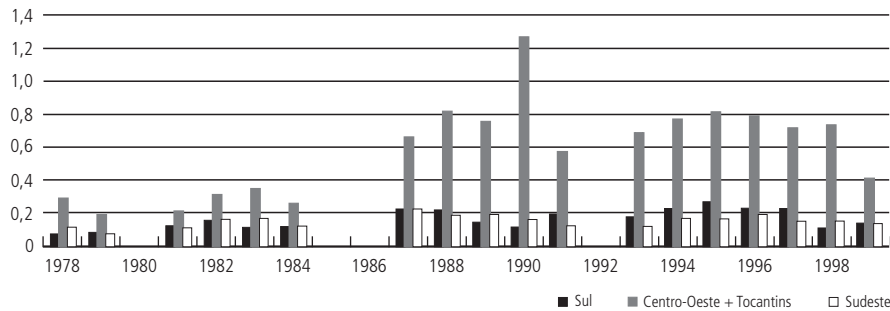


GRÁFICO 11  
**MILHO: RAZÃO ENTRE OS ESTOQUES EM JUNHO E A PRODUÇÃO ANUAL NAS REGIÕES SUDESTE, SUL E CENTRO-OESTE — 1978-1999**



dos estoques de milho nas regiões Sul e Sudeste é armazenado em nível do estabelecimento — uma vez que, na verdade, eles visam à alimentação animal no próprio estabelecimento (“autoconsumo”) — e não são captados pela Pesquisa de Estoques do IBGE.<sup>24</sup> No Centro-Oeste, em contraste, o milho não visa ao autoconsumo regional, nem é estocado ao nível do estabelecimento, razão por que toda a estocagem de milho tende a ser captada pela Pesquisa de Estoques do IBGE. É claro que essas diferenças regionais, no que tange à forma de armazenagem, estão associadas a profundas diferenças quanto à importância da comercialização e do mercado na tomada de decisão de produção em cada região.

Os Gráficos 8 a 10 também revelam, para o caso do milho, aspectos importantes da atuação da PGPM ao longo da década de 1990. Nota-se que os estoques de milho voltaram a assumir níveis muito elevados a partir de 1992 no Centro-Oeste, muito embora a produção local de milho 1ª safra tenha caído, como já foi apontado. Esses gráficos mostram, também, que ocorreu, no caso do milho, o mesmo fenômeno de alongamento na retenção de estoques ocorrida no caso do arroz, as razões, certamente, tendo sido as mesmas.

Finalmente, os Gráficos 12 e 13 permitem a análise do papel da PGPM no caso da soja. O contraste com os casos de milho e arroz é impressionante, sobretudo quanto ao maior escoamento dos estoques da soja entre junho e dezembro de cada ano. Isso, naturalmente, se deve ao fato de sua exportação ocorrer logo após a safra e também ao fato de as necessidades domésticas do grão na entressafra serem satisfeitas também através de importação, em vez de exclusivamente pela manutenção de estoques. Nota-se, ainda, pelo Gráfico 14, que é muito maior a razão estoque em junho/produção anual no Sul do que no Centro-Oeste. Quer dizer, o produto é muito menos retido como estoque no Centro-Oeste do que no

24. Essa dificuldade enfrentada pela Pesquisa de Estoques do IBGE, no que se refere ao milho no Sul e no Sudeste, foi antecipada por Rocha (1987, p. 21-27).

GRÁFICO 12  
ESTOQUES DE JUNHO E DEZEMBRO E PRODUÇÃO DE SOJA NO CENTRO-OESTE (+ TOCANTINS) — 1978-1999

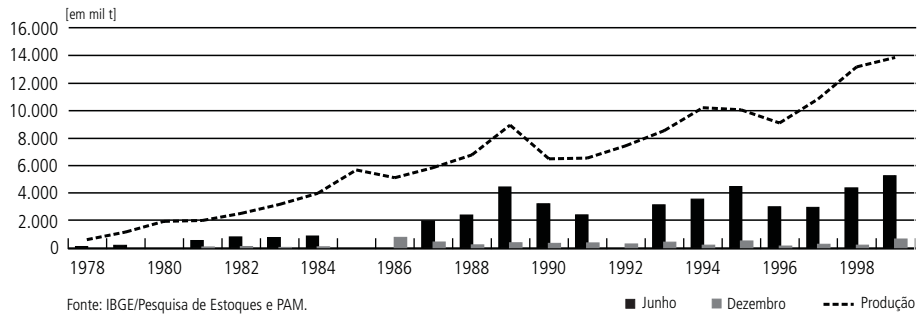


GRÁFICO 13  
ESTOQUES DE JUNHO E DEZEMBRO E PRODUÇÃO DE SOJA NA REGIÃO SUL — 1978-1999

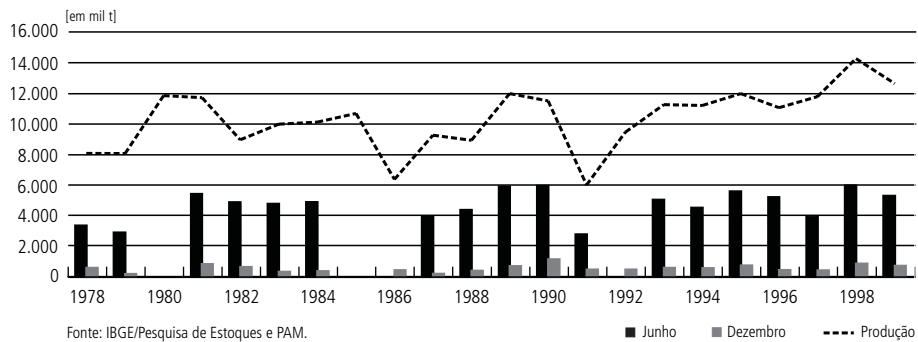
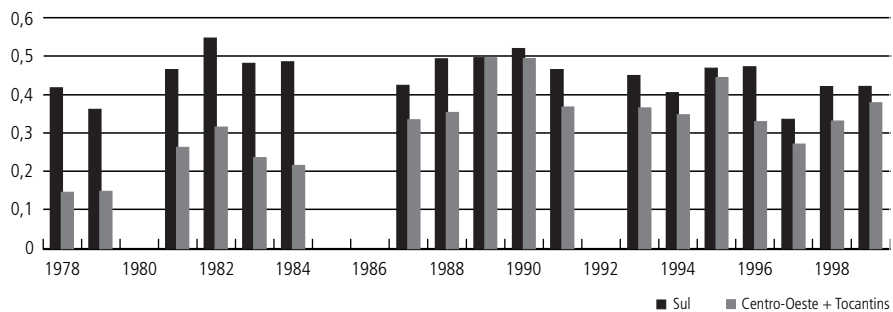


GRÁFICO 14  
SOJA: RAZÃO ENTRE OS ESTOQUES EM JUNHO E A PRODUÇÃO ANUAL NAS REGIÕES SUL E CENTRO-OESTE — 1978-1999



Sul. É interessante também notar, nesse gráfico, que, mais recentemente, houve uma queda na razão estoques em junho/produção anual de soja no Centro-Oeste. Isso, provavelmente, se deveu à Lei Kandir, que, como se sabe, tornou mais rentável a exportação do grão *vis-à-vis* a exportação do produto processado.

## 6 A NOVA ATUAÇÃO DA PGPM APÓS 1995 E O “RECOMEÇO” EM MATÉRIA DE ARMAZENAGEM E COMERCIALIZAÇÃO PRIVADA NO BRASIL

Como já foi antecipado na introdução, ao assumir inteiramente para si o papel de comprador do produto e responsável pela retenção dos estoques, o governo desestimulou os agricultores a se interessarem pelos problemas da armazenagem agrícola no país, que eram os seguintes, entre outros:<sup>25</sup>

a) falta de interesse, por parte dos agricultores, na armazenagem na propriedade; estima-se que no Brasil só se armazena na propriedade de 3% a 5% da produção, enquanto nos Estados Unidos e na Argentina essas percentagens são de 65% e de 25% a 30%, respectivamente;

b) contribuía para isso, também, o fato de que os estímulos governamentais se direcionaram para os grandes armazéns, capazes de reter estoques por até três ou quatro anos, como visto na seção anterior;

c) os armazéns gerais tinham de viver só de armazenagem, já que não podiam legalmente atuar também na comercialização, ao contrário do que ocorre com os *elevators* nos Estados Unidos e os *acopiadores* na Argentina, que servem de canais de comercialização para os agricultores desses países; e

d) os armazéns gerais, inclusive os dos governos estaduais e das cooperativas, não desfrutavam da credibilidade necessária, já que o responsável pelas eventuais irregularidades — muito freqüentes, aliás, e que atingiam especialmente os estoques do governo — era apenas o “fiel depositário”, em geral uma pessoa contratada pelo dono do armazém. Isso servia de artifício para deixar o dono do armazém completamente impune para praticar irregularidades, especialmente os “desvios” dos produtos. Assim, na prática, o que era proibido pela lei então vigente — ou seja, a comercialização do produto colocado sob a guarda do armazenador — era de fato realizado, só que de forma criminoso e à custa do dono da mercadoria, geralmente o governo.<sup>26</sup>

25. A discussão a seguir se baseia em Porto (2000), Coelho (2001) e na excelente matéria “Armazenagem: o recomeço”, publicada na revista *Panorama Rural* de dezembro de 2000.

26. Esses problemas atingiram de forma especial os estoques que se tornaram EGFs Especiais, já que, ao contrário dos antigos estoques em EGF, os agricultores se desinteressaram deles e, não sendo AGFs, não podiam ser fiscalizados pela Conab. Para uma discussão mais detalhada sobre esse problema dos EGFs Especiais, ver Conab (1996).

A mudança da política agrícola que ocorreu após 1995, e que visou não só à redução do envolvimento direto do governo com estoques agrícolas mas também à adoção de instrumentos de ação capazes de promover a estocagem privada e estimular o financiamento privado da comercialização,<sup>27</sup> gerou condições políticas propícias à passagem de uma nova Lei de Armazenagem no Congresso. Em decorrência disso, surgiu a Lei 9.973, de maio de 2000, regulamentada pelo Decreto 3.855, de julho de 2001, e que substituiu a tristemente famosa Lei de Armazenagem de 1903 e introduziu as seguintes mudanças, dentre as mais importantes:<sup>28</sup>

a) permissão para o armazenador comercializar produtos similares ao que recebe em depósito;

b) aumento da responsabilidade do dono do armazém por perdas ou irregularidades que venham a acontecer com o produto depositado. Isso inclui o fornecimento de garantias ao depositante;

c) maiores atribuições ao Ministério da Agricultura na supervisão e regulamentação do armazenamento de produtos agrícolas; antes, isso ficava na alçada das Juntas Comerciais; e

d) o Poder Executivo ficou também autorizado a regulamentar a emissão de títulos representativos de produtos agropecuários, além dos já existentes, como a CPR.

Essa nova Lei de Armazenagem alterou também, de maneira substancial, o sistema de classificação de produtos agrícolas no Brasil, deixando ao mercado uma margem de manobra muito maior e acabando com a classificação compulsória feita por órgãos das secretarias de agricultura estaduais. Como se sabe, essa classificação oficial tinha se tornado um imenso cartório e só servia, de fato, para aumentar os custos de comercialização e gerar receitas para os estados, sem que fossem aplicadas nos próprios serviços de classificação, como deveria ser.

27. Esses novos instrumentos da PGPM são discutidos em Rezende (2001b) e em Villa Verde (2001). Note-se que um desses instrumentos, o PEP, ao subsidiar a transferência de produto entre uma região excedentária e outra deficitária, tornou possível que os preços mínimos continuem sendo definidos de forma inconsistente espacialmente, mas, agora, sem que o comércio privado seja inviabilizado. Esse exemplo do PEP serve, ainda, para exemplificar como a PGPM passou a garantir preços mínimos sem a formação de estoques públicos nem o financiamento público de estoques privados. Em vista da utilização desses novos instrumentos, informações sobre AGF e EGF, que antes retratavam bem a intensidade da atuação da política, hoje tendem a subestimar essa atuação.

28. Note-se que a nova lei já tinha sido proposta pelo governo ao Congresso, mas não conseguia ser aprovada devido à reação de interesses contrariados dos armazenadores (inclusive os de governos estaduais e de cooperativas de agricultores) e ao desinteresse dos representantes dos agricultores. É possível, também, que a progressiva melhoria no controle dos estoques públicos por parte da Conab e o rigor dessa empresa na cobrança e punição dos responsáveis pelos desvios tenham contribuído para a mudança da lei. Sobre essas mudanças implantadas pela Conab, iniciando com a implantação do "contrato de depósito" em 1992, ver Conab (1999).

Finalmente, o governo, de maneira consistente, passou a incentivar a armazenagem nas propriedades, introduzindo, no Plano de Safra 2000-2001, o financiamento da construção de armazéns em nível da propriedade.

## 7 O DESESTÍMULO À AGROINDÚSTRIA

Além de atrasar a solução das graves mazelas na área de infra-estrutura e de armazenagem, que afetavam de forma muito adversa a comercialização agrícola do Centro-Oeste, inclusive seu financiamento, essa política de elevação artificial dos preços de produtor no Centro-Oeste também desestimulou a formação de “cadeias” de industrialização e comercialização do produto agrícola. No caso do milho, seus preços elevados artificialmente na época da safra tornavam a região pouco atraente do ponto de vista da agroindústria de produção animal; além disso, a grande dependência dessa produção agrícola do apoio governamental pode ter sido percebida como fonte de risco para essa agroindústria, já que essa política poderia mudar a qualquer hora e de forma abrupta, como de fato ocorreu em 1990. Na situação atual, de menor intervenção do governo, é menor esse risco, especialmente relevante para investimentos de vulto.

A menor intervenção do governo na comercialização agrícola suscitou, também, um maior desenvolvimento de mecanismos privados de financiamento da comercialização e também do custeio agrícola. Isso, entretanto, como foi apontado, parece ter ocorrido mais no caso da soja, já que nos casos de arroz e milho esses sistemas de financiamento privado não parecem ter se desenvolvido de forma satisfatória.

No caso do arroz, em particular, o contraste da situação anterior com a atual é esclarecedor: enquanto antes a agroindústria de processamento e comercialização não tinha viabilidade econômica na região, devido aos elevados preços da matéria-prima agrícola — sobretudo levando-se em conta sua baixa qualidade —, na situação atual o novo tipo de arroz tem viabilidade econômica e comporta a instalação da agroindústria, o que está acontecendo em ritmo acelerado em Mato Grosso.<sup>29</sup> Isso, por sua vez, rebate de modo positivo sobre o setor agrícola, melhorando as condições de comercialização da matéria-prima agrícola e fomentando a expansão adicional da produção. Nesse contexto, contudo, é preciso evitar intervenções indevidas da PGPM e que acabam por afetar de maneira adversa esse setor agroindustrial. Isso inclui a continuada fixação de preços mínimos (camuflados

29. Sobre isso, ver a matéria “Arroz do Mato Grosso atrai indústrias”, no jornal *Gazeta Mercantil*, de 31.8.01. Note-se que esse setor industrial-comercial do arroz é altamente concentrado; ver a matéria “Camil Holding assume controle da Josapar”, no jornal *Gazeta Mercantil*, de 4.9.01.



agora de “preços de exercício” de contratos de opção) excessivamente elevados, levando à formação indevida de estoques públicos. Isso aconteceu em 1999 e 2000, quando mais de 1 milhão de toneladas de arroz foram adquiridas no Centro-Oeste e outro tanto no Rio Grande do Sul. É necessário entender que, atualmente, a realidade dos mercados agrícolas no Brasil é muito diferente e é melhor que o governo concentre sua atuação na melhoria de infra-estrutura e de aspectos institucionais dos mercados, em vez de continuar visando apenas ao curto prazo e satisfazendo pressões políticas circunstanciais originadas do setor agrícola.<sup>30</sup>

## 8 CONCLUSÕES

Procurou-se aqui analisar um aspecto muito importante, mas pouco estudado, da política de preços mínimos no Brasil, qual seja, a fixação desses preços sem se levar em conta as diferenças de custos de transporte entre as várias regiões excedentárias, de um lado, e as principais regiões consumidoras líquidas, de outro. Partindo da hipótese de que essa não-regionalização dos preços mínimos deveria se manifestar em menor integração de mercado entre as regiões favorecidas e as regiões consumidoras, foi apresentada uma análise do comportamento dos diferenciais inter-regionais de preços *vis-à-vis* os respectivos custos de transporte. Essa análise permitiu identificar claramente o quinquênio 1985-1989, da Nova República, como o período em que a PGPM atuou de maneira mais inconsistente espacialmente, dando origem a uma não-integração de mercados e forçando o governo a assumir o monopólio virtual da comercialização agrícola do Centro-Oeste.

Procurou-se também aqui discutir as conseqüências dessa política para a região Centro-Oeste, a mais beneficiada por essa política de “equalização” dos preços mínimos. Em uma crítica às análises que têm sido feitas até aqui, que normalmente ressaltam os efeitos benéficos dessa política para a região Centro-Oeste, assinala-se que essas análises se limitam aos efeitos de curto prazo e ignoram que essa política prejudicou o desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste no longo prazo, já que não se propôs a solucionar deficiências de infra-estrutura e de caráter institucional, cujas soluções são tão importantes para o desenvolvimento agrícola de uma região de fronteira como o Centro-Oeste, e desestimulou o desenvolvimento das atividades (agrícolas, comerciais e industriais) consumidoras dos grãos, cujos preços foram tornados artificialmente elevados pela ação da PGPM.

30. Enquanto adota políticas inadequadas no caso do arroz, o governo tem atuado de forma inadequada também no caso do milho, deixando de manter um nível adequado de estoques públicos. O leitor interessado nessas questões pode consultar a seção de Política Agrícola do *Boletim de Conjuntura* do IPEA, no qual esses aspectos da conjuntura agrícola são normalmente objeto de análise por parte do presente autor.

É necessário também, antes de terminar, criticar a idéia de que essa política de apoio a todo custo ao Centro-Oeste se justificava porque ela visava também atingir o objetivo, estratégico, de desenvolvimento regional, não se reduzindo, assim, a uma mera política agrícola.<sup>31</sup> É possível, de fato, que a política de preços mínimos, bastante atuante no Centro-Oeste desde a década de 1970, tenha visado, também, em seus primórdios, a um objetivo estratégico de desenvolvimento regional. É possível, aliás, que, nesse período mais distante, ela também tenha sido mais consistente especialmente do que no período mais recente, focalizado aqui; isso, aliás, é um tema interessante de pesquisa adicional sobre o assunto. À vista do fracasso retumbante da colonização da Amazônia, e uma vez que a defesa da Amazônia tenha continuado a ser um objetivo nacional de cunho estratégico, seria natural que o governo procurasse promover o desenvolvimento do Centro-Oeste. Mesmo admitindo essa preocupação com a questão estratégica e suas implicações de ordem regional, não se deve concluir, entretanto, que a PGPM fosse o melhor instrumento para se atingir esse objetivo. Afinal, foram as inovações tecnológicas que levaram à incorporação do cerrado, e que foram resultado de investimentos em pesquisa agrícola, sobretudo na Embrapa, que, já na segunda metade da década de 1970, se mostravam as mais indicadas para atingir esse objetivo, e não a PGPM, uma vez que essa última levava a uma alocação ineficiente de recursos. De mais a mais, não era esse tipo de preocupação estratégica que estava, de fato, por trás da atuação da PGPM na segunda metade da década de 1980. Aqui, o contexto político da Nova República, marcado pelo predomínio de interesses setoriais na atuação governamental, parece ter jogado um papel muito mais importante. O predomínio setorial agrícola era facilitado, ainda, pela falta completa de enquadramento orçamentário dos gastos com a política agrícola, que durou quase até o final da década de 1980, como se sabe. Foi esse alto grau de autonomia de gasto com a política agrícola e o contexto político da Nova República que, em conjunto, fizeram com que a PGPM se tornasse refém de interesses políticos regionais. Isso tudo fez com que a PGPM se tornasse um fator de agudização dos desequilíbrios macroeconômicos do período, em vez de ter contribuído para sua solução.

---

31. Isso é defendido, por exemplo, em Coelho (2001).

**BIBLIOGRAFIA**

- BARROS, G. S. C., MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços e margens de comercialização de produtos agrícolas. In: DELGADO, G. *et alii* (orgs.). *Agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, p. 515-565, 1990.
- BIERLEN, R., WAILES, E. J., CRAMER, G. L. *The Mercosur rice economy*. Fayetteville, Arkansas, Agricultural Experiment Station, July 1997 (Bulletin, 954).
- CAIXETA-FILHO, J. V. *et alii*. Movimentação rodoviária de produtos agrícolas selecionados. In: CAIXETA-FILHO, J. V. *et alii* (orgs.). *Transporte e logística em sistemas agroindustriais*. São Paulo: Atlas, p. 136-168, 2001.
- CASTRO, N., REZENDE, G. C. de. *A expansão agrícola nos cerrados e o papel das políticas de preços mínimos, de crédito rural e de transportes*. Relatório de pesquisa apoiado pelo Projeto Nemesisl Pronex, pelo CNPq e pela Rede-IPEA. Rio de Janeiro, nov. 2001.
- COELHO, C. N. 70 anos de política agrícola no Brasil (1931-2001). *Revista de Política Agrícola*, ano X, n. 3, p. 3-58, jul./set. 2001.
- CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento). *Relatório de atividades do gestor — exercício de 1995*. Brasília, abr. 1996.
- . *Informações básicas sobre estoques públicos de alimentos*. Brasília, 4 de junho de 1999.
- DUARTE, R. A., SANTOS, R. B. dos. *Análise da pesquisa de estoque*. Rio de Janeiro: IBGE, set. 1997.
- GOLDIN, I., REZENDE, G. C. de. *A agricultura brasileira na década de 80: crescimento numa economia em crise*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.
- GONZALEZ-RIVERA, G., HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 83, n. 3, ago. 2001a.
- . *Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets*. Departamento de Economia, Universidade da Califórnia, Riverside, ago. 2001b (Working Paper, 01-28).
- GRAMACHO, A. J. de A. *Distribuição espacial dos preços mínimos*. Brasília: CFP, nov. 1978 (Coleção Análise e Pesquisa, v. 10).
- HELFAND, S. M., REZENDE, G. C. de. *Padrões regionais de crescimento da produção de grãos no Brasil e o papel da região Centro-Oeste*. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 2000 (Texto para Discussão, 731).
- IBGE. Pesquisa de estoques. *Série Relatórios Metodológicos*, Rio de Janeiro, v. 6, p. 139-176, 1989.
- MINISTÉRIO DA ECONOMIA, FAZENDA E PLANEJAMENTO E MINISTÉRIO DA AGRICULTURA E REFORMA AGRÁRIA. *Portaria Interministerial nº 477, de 15.08.90, de Diretrizes de Política Econômica para a Agricultura*. Brasília, 1990.
- PORTO, C. Reformas estruturais nos serviços de apoio à comercialização. *Revista de Política Agrícola*, ano IX, n. 2, abr./jun. 2000.
- PEREIRA, S. P. A política de garantia de preços mínimos e o complexo soja. *Revista de Política Agrícola*, ano II, n. 3, jul./set. 1992.
- REZENDE, G. C. de. Estocagem e variação estacional de preços: uma análise da política de crédito de comercialização agrícola. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 14, n. 1, abr. 1984.

- . A agricultura e a crise econômica. *Boletim Conjuntural*, Rio de Janeiro: IPEA, n. 9, p. 65-68, dez. 1989.
- . *Integração de mercados, política de preços mínimos e expansão agrícola da região Centro-Oeste*. Trabalho apresentado no XXXIX Congresso da Sober, realizado de 5 a 8 de agosto de 2001 em Recife (PE) e no IX Encontro dos Economistas de Língua Portuguesa, realizado em Évora, Portugal, de 2 a 4 de outubro de 2001a.
- . Política de preços mínimos na década de 90: dos velhos aos novos instrumentos. In: LEITE, S. (org.). *Políticas públicas e agricultura no Brasil*. Porto Alegre: Editora da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, p. 121-144, 2001b.
- ROCHA, S. *Produtos agrícolas básicos: um inquérito sobre estoques ("existências")*. Rio de Janeiro: IBGE, 1987.
- SOARES, M. G., CAIXETA-FILHO, J. V. Caracterização do mercado de fretes rodoviários para produtos agrícolas. In: CAIXETA-FILHO, J. V. et alii (orgs.). *Transporte e logística em sistemas agroindustriais*. São Paulo: Atlas, p. 111-124, 2001.
- VILLA VERDE, C. M. Modificações recentes na política de garantia de preços mínimos. In: GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. C. P. R. da (orgs.). *Transformações da agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, p. 315-336, 2001.
- WARNKEN, P. Políticas e programas: o setor da soja no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, ano VIII, n. 2, p. 18-34, abr./jun. 1999.

## **A EXTENSÃO, O PADRÃO E O GRAU DE INTEGRAÇÃO DE MERCADO: UM MÉTODO MULTIVARIADO PARA O MERCADO BRASILEIRO DE ARROZ\***

Gloria González-Rivera  
Steven M. Helfand

### **1 INTRODUÇÃO**

Os preços num mercado espacialmente integrado são determinados simultaneamente em inúmeras localidades. Uma importante questão empírica, com relevância para o planejamento espacial da política econômica, é como a informação contida nos preços é transmitida entre as localidades no curto e longo prazos. A natureza multilocacional do mercado sugere a necessidade de um método multivariado para responder a essa questão. Contudo, a maioria dos estudos de integração de mercado tem empregado métodos bivariados. Isto é verídico para estudos baseados em co-integração linear e em métodos de *switching regime*.<sup>1</sup> Pretende-se aqui mostrar as vantagens de uma análise multivariada e as limitações do método bivariado para estudar a integração de mercado. Dentro da literatura de co-integração multivariada, são introduzidos dois aspectos novos para a análise da integração de mercado: *a*) a busca pelos limites geográficos do mercado; e *b*) o uso de perfis de persistência para estudar o grau de integração de diferentes localidades pertencentes ao mercado.

Ao mesmo tempo que existe consenso geral de que integração de mercado de alguma forma relaciona-se com o fluxo de bens e informações no espaço, tempo e forma, o fornecimento de uma definição de aceitação geral, e com componentes passíveis de testes, tem provado ser uma tarefa ilusória. Propõe-se uma definição

---

\* Este capítulo é uma tradução do artigo publicado na revista *American Journal of Agricultural Economics*, v. 83, nº. 3, ago. 2001. Agradecemos à revista e a Blackwell Publishing por permitirem a sua reprodução. Agradecemos aos participantes nos seminários do Nemesis as valiosas sugestões, a Jesús Gonzalo as conversas e programação computacional que auxiliou na estimação dos componentes permanentes, a Chris Barrett, dois revisores anônimos, e a Kusum Mundra a assistência na pesquisa. Também agradecemos ao Centro de Estudos Agrícolas da Fundação Getúlio Vargas o fornecimento dos preços recebidos pelos produtores, e a Adriano M. R. Figueiredo a tradução.

1. Entre as contribuições bivariadas mais importantes na literatura estão as de Ravallion (1986), Goodwin e Schroeder (1991), Sexton, King e Carman (1991), Alexander e Wyeth (1994), Dercon (1995) e Baulch (1997). Duas exceções multivariadas notáveis são Goodwin (1993) e Asche, Bremnes e Wessels (1999).

baseada em duas dimensões relacionadas: comércio e informação. Para um mercado ser considerado integrado, o conjunto de localidades deve possuir a mesma *commodity* comercializada assim como a mesma informação de longo prazo. Na teoria de co-integração, esta segunda condição equivale a requerer a existência de um único fator integrador comum a todas as séries de preços. Assim sendo, dado o conjunto de localidades, propõe-se um procedimento seqüencial baseado em Johansen (1988 e 1991) para buscar esse único fator comum. Esta busca multivariada para a extensão do mercado distingue este artigo dos estudos prévios de integração de mercado.

Um único fator comum implica que deve haver  $n - 1$  vetores co-integrados em um mercado com  $n$  localidades. Se forem normalizados os  $n - 1$  vetores co-integrados em relação a uma determinada localidade, ver-se-ia que todas as localidades são pares co-integrados. Entretanto, isso não é suficiente para justificar uma análise bivariada do mercado por, pelo menos, dois motivos. Primeiro, seria muito difícil determinar quais localidades pertencem ao mesmo mercado com uma análise bivariada. Dentre os  $n(n - 1)/2$  pares combinados, apenas  $n - 1$  são relevantes. O exercício seria desnecessariamente complicado e levaria a resultados inconclusos. Segundo, um sistema co-integrado pode ser escrito como um modelo vetor de correção de erros [*vector error correction* (VEC)]. Num sistema com  $n$  localidades, espera-se que cada equação do VEC contenha termos de correção de erros e defasagens de inúmeras localidades no mercado. Um modelo bivariado necessariamente limita a cada equação do VEC o máximo de um termo de correção de erros, e defasagens apenas das duas localidades consideradas. Com exceção de mercados com estruturas muito específicas, este modelo estaria com erros grosseiros de especificação.

A maior parte da literatura em integração de mercado tem focado a estimação de vetores de co-integração. Uma vez que o fator de integração é eliminado quando a relação de co-integração é estimada, nenhuma atenção é dada para encontrar o componente comum de longo prazo responsável pela criação dos preços co-integrados. Neste artigo, apresenta-se a estimação do fator de integração de acordo com a metodologia proposta por Gonzalo e Granger (1995). Esta metodologia é particularmente atraente porque o fator comum é associado às variáveis observáveis e permite a identificação da(s) localidade(s) que contribui(em) para o comportamento de longo prazo dos preços.

Finalmente, propõe-se estudar a integração de mercado como uma questão de grau. Num extremo do conjunto estão as localidades não pertencentes ao mercado. Dentro do mercado, pretende-se oferecer uma ordenação às localidades, da menos à mais integrada. Define-se grau de integração entre localidades pertencentes

ao mesmo mercado como o tempo de reação necessário para remover um desequilíbrio. Uma medida de tempo de reação comumente utilizada na literatura é dada pelas funções de resposta de impulso (*impulse response functions*). Uma limitação importante dessas funções é que não são identificadas de uma única forma quando se têm choques correlacionados no sistema. Num estudo de preços espacializados, é irracional esperar erros não-correlacionados, pois as séries temporais de preços são altamente correlacionadas. A “solução” usual — uma decomposição de Cholesky — impõe uma ordenação recursiva nas variáveis do sistema. As funções de resposta de impulso, entretanto, não são invariáveis à ordenação. Para cada ordenação seria calculada uma reação diferente. Propõe-se utilizar uma medida diferente que é robusta a qualquer ordenação das variáveis no sistema. Esta foi desenvolvida por Pesaran e Shin (1996) e é chamada de perfil de persistência (*persistence profile*). Um perfil de persistência caracteriza a resposta de uma relação de co-integração ao choque no sistema como um todo, em vez de um choque num lugar específico. Ele mede o tempo de reação de cada relação de equilíbrio de longo prazo necessário para absorver um choque no sistema como um todo. Os perfis de persistência são funções únicas, que permitem quantificar o grau de integração de todas as localidades pertencentes ao mesmo mercado econômico.

O artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 descreve a metodologia de estimação da extensão, do padrão e do grau de integração. Na Seção 3, aplica-se a metodologia ao mercado brasileiro de arroz para o período 1970-1997. Finalizando, a Seção 4 apresenta as conclusões.

## 2 CARACTERÍSTICAS DE UM MERCADO INTEGRADO

### 2.1 A Extensão do Mercado

Existe consenso geral de que integração de mercado, de certa forma, relaciona-se ao fluxo de bens e informações no espaço, tempo e forma. O fornecimento de uma definição amplamente aceita, entretanto, tem provado ser um objetivo ilusório. Para evitar confusão, inicia-se definindo explicitamente o que é entendido por integração de mercado.

Um mercado com  $n$  localidades geograficamente distintas será considerado integrado se as duas condições a seguir forem satisfeitas:

*a)* deve existir fluxo físico de bens conectando todas as  $n$  localidades, seja direta ou indiretamente; e

*b)* as  $n$  localidades devem ter um correspondente vetor de preços  $\{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$  que pode ser decomposto como  $p_{it} = a_i f_t + \tilde{p}_{it}$ ,  $i = 1 \dots n$ , e  $a_i \neq 0$ , em que  $f_t$

é o fator de integração que caracteriza o componente permanente (de longo prazo) do preço, e  $\tilde{p}_{it}$  é o componente transitório (de curto prazo) para cada localidade.

Os elementos básicos dessa definição são a existência de comércio e que  $f_i$  seja comum a todas as séries de preços. O fluxo físico de bens por meio de comércio é importante para assegurar que ocorre arbitragem, mas por si mesmo não garante a integração, pois poderão existir mercados com pouco comércio ou comércio intermitente, para os quais um fator de integração comum a todos os  $i$  e  $t$  não existe. Similarmente, a existência de um fator integrador, por si só, não assegura integração, pois poderão existir mercados fisicamente isolados que exibem movimentos associados aos preços, resultantes de padrões ou políticas sazonais. A definição não implica que todas as localidades participantes processem ao mesmo tempo as informações relevantes. Todas as localidades devem ser conectadas direta ou indiretamente por comércio e informação de longo prazo.

Essa definição proporciona uma estrutura operacional para verificar a extensão, ou os limites geográficos, de um mercado integrado. O primeiro passo é identificar o conjunto de localidades que é conectado, direta ou indiretamente, por comércio contínuo unidirecional. Por não existirem dados de comércio doméstico para muitos países em desenvolvimento, inicia-se com uma estimativa anual de fluxos de comércio para cada localidade no mercado. Isto permite a exclusão de localidades que experimentaram inversões no comércio (exportadores que se tornaram importadores, e vice-versa). Também permite a identificação de localidades que estão próximas da auto-suficiência e que são, portanto, candidatas à descontinuação do comércio.<sup>2</sup> Uma vez identificado o conjunto de localidades que é conectado por meio de comércio, inicia-se a busca pelos estados que compartilham um fator integrador comum.

Um aspecto novo deste estudo é o foco na relevância e implicações da busca de um único fator integrador comum. A maior parte da literatura em integração de mercado tem focado as estimações e testes de vetores de co-integração, porém negligenciando a informação contida no(s) fator(es) integrador(es). Vetores co-integradores e fatores integradores, entretanto, estão intimamente relacionados. A existência de *um e apenas um* fator integrador para todos os preços implica que: *a*) os preços devem ser co-integrados; e *b*) devem existir  $n - 1$  vetores de co-integração. Se os custos de transação são não-estacionários, então  $n - 1$  vetores de co-integração devem ser encontrados quando os preços forem medidos líquidos de custos de transação. Uma análise formal das implicações de um único fator integrador é apresentada a seguir.

2. Quando as inversões ou descontinuidades comerciais são importantes, então requer-se um modelo de *switching regime*. Barrett (1996), Baulch (1997), Barrett e Li (2002) e McNew e Fackler (1997) têm enfatizado esse fato.



Considere um vetor  $n \times 1$  não-estacionário,  $I(1)$ , de preços logaritmizados  $P_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$ , em que  $p_{it}$  é o logaritmo do preço de um produto no tempo  $t$  no mercado  $i$ . Suponha que  $P_t$  possa ser decomposto em dois componentes como:

$$P_t = A_{n \times s} f_t + \tilde{P}_t \quad (1)$$

em que  $f_t$  é um vetor  $s \times 1$  de fatores de raízes unitárias comuns  $s$  ( $s < n$ ), e  $\tilde{P}_t$  é um vetor  $n \times 1$  de componentes estacionários. Cada elemento no vetor  $P_t$  pode ser explicado por uma combinação linear de um número menor de fatores comuns  $f_{jt}$  (componentes permanentes)  $I(1)$ , mais um componente transitório  $I(0)$  (por

exemplo,  $p_{it} = \sum_{j=1}^s a_{ij} f_{jt} + \tilde{p}_{it}$ ). No longo prazo, as variáveis  $p_{it}$  se movem em con-

junto, pois compartilham as mesmas tendências estocásticas. A representação (1) é conhecida como a representação do fator comum, e sua existência é garantida se e somente se existem  $n - s$  vetores de co-integração entre os elementos do vetor  $P_t$  [Teorema de Representação de Granger, em Engle e Granger (1987)]. Um resultado principal do Teorema de Representação de Granger é que um sistema co-integrado pode ser escrito como um modelo VEC:

$$\Delta P_t = \mu + \Pi P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta P_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que  $\Gamma_i$  e  $\Pi$  são matrizes  $n \times n$  e  $\Pi$  tem ordem reduzida  $n - s$ . A matriz  $\Pi$  pode ser escrita como  $\Pi = \alpha\beta'$ , em que  $\alpha$  é uma matriz  $n \times (n - s)$  de coeficientes, e  $\beta$  é uma matriz  $n \times (n - s)$  de vetores de co-integração. Usando esta expressão para  $\Pi$ , tem-se  $\Pi P_{t-1} = \alpha\beta' P_{t-1} = \alpha Z_{t-1}$ . O termo de correção de erros, também conhecido como desequilíbrio de curto prazo, é  $Z_{t-1} = \beta' P_{t-1}$ , e  $\alpha$  é uma matriz de coeficientes de ajustamento. Os elementos da matriz  $\beta$  cancelam as raízes unitárias comuns em  $P_t$ , e no longo prazo conectam os movimentos dos elementos de  $P_t$ .

Nesse contexto, a definição de extensão do mercado integrado requer que  $s = 1$ , porque se buscam localidades que compartilham a mesma informação de longo prazo.<sup>3</sup> A representação do fator comum em (1) torna-se  $p_{it} = a_{i1} f_{1t} + \tilde{p}_{it}$ ,  $i = 1 \dots n$ . Buscar por apenas um fator comum é equivalente a buscar por  $n - 1$  vetores de co-integração. Este é um ponto-chave, pois diferencia este artigo de estudos prévios em integração de mercado. Neste método, o *mercado econômico* não é dado *a priori*

3. Se houvesse mais de uma tendência comum, duas por exemplo, alguns preços poderiam ser gerados pela primeira tendência comum, outros pela segunda, e outros por uma combinação das duas. Não seria possível considerar esse mercado como integrado, pois os movimentos de preços no longo prazo seriam governados por componentes distintos.

pelo conjunto de localidades onde o bem é produzido e/ou consumido. A existência de preços co-integrados também não é suficiente para encontrar o mercado. Ele deve ser encontrado por uma busca multivariada de um único fator comum. No caso do arroz brasileiro, embora tenha 19 localidades, mostra-se que apenas 15 pertencem ao mesmo mercado econômico.

A busca pelo maior conjunto de localidades que compartilham  $n - 1$  vetores de co-integração é conduzida num método multivariado: o VAR de ordem reduzida proposto por Johansen (1988 e 1991). O teste de Johansen para o número de vetores de co-integração enfoca o teste da ordem de  $\Pi$ . O processo de testar a ordem de  $\Pi$  ocorre juntamente com a estimação dos vetores de co-integração e o modelo VEC. Assim sendo, em contraste com a metodologia de dois estágios de Engle-Granger, o método de Johansen é um procedimento de um estágio. Quando o número de relações co-integradas é identificado, tem-se não apenas a estimação dos vetores de co-integração, mas também a estimação da dinâmica de curto prazo do sistema dado pela equação (2).

A existência de  $n - 1$  vetores de co-integração implica que os vetores podem ser normalizados de forma que todas as localidades sejam pares co-integrados. Isto não é suficiente, entretanto, para justificar uma análise bivariada do mercado, pois o modelo VEC verdadeiro é ainda um sistema multivariado. Portanto, um sistema bivariado será, de modo geral, mal-especificado devido à omissão de variáveis potencialmente relevantes. Isto leva a estimativas inconsistentes dos parâmetros do VEC bivariado, assim como de qualquer outro estimador nele baseado.

Para determinar quais localidades pertencem ao mesmo mercado, recomenda-se começar com o conjunto máximo de localidades,  $n$ , e testar para  $n - 1$  vetores de co-integração. Isto é feito conduzindo o teste de verossimilhança de Johansen, baseado na estatística traço. Se o número de vetores de co-integração é menor que  $n - 1$ , é necessário identificar as localidades que deverão ser removidas do sistema. Para removê-las, implementa-se um procedimento seqüencial. Inicia-se com o núcleo de  $m$  localidades ( $m < n$ ) e testa-se o número de vetores de co-integração. Se o número é  $m - 1$ , adiciona-se uma localidade a mais. Com  $m + 1$  localidades, aquela nova localidade poderá ou não compartilhar uma tendência comum com as  $m$  localidades anteriores. No primeiro caso, deverão ser encontrados  $m$  vetores co-integrados, enquanto, no segundo, continuarão sendo encontrados  $m - 1$ , e, portanto, adicionando-se uma segunda tendência comum às  $m + 1$  localidades. Se for encontrada uma tendência comum, repete-se o procedimento adicionando-se localidades, uma de cada vez. Caso contrário, exclui-se a localidade que adicionou uma segunda tendência e repete-se o procedimento até esgotar-se o número de loca-

lidades. Este procedimento seqüencial pode estar sujeito a alguns problemas de pré-teste. Futuras pesquisas deverão estudar os problemas econométricos de exclusão seqüencial. Para evitar problemas potenciais, são consideradas ordenações diferentes. Nesta aplicação, a exclusão de localidades é invariante à ordem na qual foram analisadas.

Finalmente, após encontrar os  $n - 1$  vetores co-integrados, procede-se à estimação do fator comum. Segue-se a metodologia proposta por Gonzalo e Granger (1995) para estimar  $f_{1t}$ . Esta metodologia é particularmente atraente, pois o fator comum é associado a variáveis observáveis e permite a identificação da(s) localidade(s) que contribui(em) para o comportamento dos preços de mercado no longo prazo. A estimação do fator comum é facilmente derivada da especificação do modelo VEC (2). Duas condições são necessárias para identificar o fator comum. A primeira impõe que  $f_{1t}$  seja uma combinação linear dos elementos do vetor de preços  $\{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$ , de forma que  $f_{1t}$  seja observável. A segunda condição impõe que, na equação (1), o componente transitório  $\tilde{P}_t$  não seja Granger-causal do componente permanente  $Af_{1t}$  no longo prazo. Portanto, qualquer choque que afete o componente transitório não é transmitido à previsão de longo prazo de  $P_t$ . Esta condição implica que, no modelo VEC, a única combinação linear de  $\{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$ , tal que  $\tilde{P}_t$  não possui algum efeito de longo prazo sobre  $P_t$ , é:

$$f_{1t} = \alpha'_{\perp} P_t \quad (3)$$

em que  $\alpha'_{\perp} \alpha = 0$ . Essa condição de ortogonalidade significa que o vetor  $\alpha_{\perp}$  elimina o termo de correção de erro  $Z_{t-1} = \beta' P_{t-1}$  do modelo VEC, garantindo que não há efeito do componente transitório sobre a previsão de longo prazo de  $P_t$ . A equação (3) pode ser usada para revelar as localidades que contribuem para a transmissão da informação de longo prazo. Isto é importante para o desenho da política econômica. Políticas de estabilização, ou de garantia de preços, por exemplo, poderiam ser direcionadas para essas localidades que formam  $f_{1t}$ . A transmissão da política para o resto do mercado estaria garantida.

## 2.2 O Padrão de Interdependência

O padrão de interdependência refere-se aqui ao conjunto de relações entre as diferentes localidades do mercado, como revelado pela análise do modelo VEC. O VEC na equação (2) resume as dinâmicas de curto prazo do vetor  $P_t$  como uma função da proporção  $\alpha$  do desequilíbrio passado  $Z_{t-1}$ , mais  $p - 1$  defasagens de cada  $\Delta p_t$ . No modelo, a matriz  $\alpha$  de coeficientes de ajustamento é de interesse em particular por conter a informação necessária para descobrir a estrutura espacial

do mercado. Além disso, esta matriz fornece a chave para escolher entre as análises bivariadas ou multivariadas do sistema.

Existem diferentes padrões que podem ser observados em um VEC. Vários exemplos são mostrados a seguir. Suponha que sejam encontrados todos os elementos da matriz  $\alpha$  e sejam estatisticamente significativos. Então, tem-se um sistema no qual cada localidade reage a todo desequilíbrio ou termo de correção de erro individual de todas as outras localidades. Este seria o caso de extrema interdependência em que as informações contidas nos preços são geradas em cada localidade individualmente. Nesse mercado, é óbvio que uma análise bivariada apresentaria um erro grosseiro de especificação, uma vez que esta omitiria inúmeras variáveis relevantes.

Como segundo exemplo, suponha que exista uma localidade central exógena  $i$  que domina o comportamento de longo prazo do sistema. Neste caso, observaria-se que na equação do VEC para a localidade  $i$  todos os  $\alpha_{ij}, j = 1 \dots n - 1$  seriam estatisticamente nulos. Este é um teste para exogeneidade fraca com a hipótese nula  $H_0: \alpha_{ij} = 0, j = 1 \dots n - 1$ . A não rejeição da hipótese nula sugere a existência de localidades exógenas que, por si mesmas, seriam o fator integrador do sistema. Mesmo neste caso, entretanto, uma análise bivariada seria inapropriada, a menos que testes posteriores fossem executados. Um VEC bivariado seria justificável apenas se também fosse verdadeiro que cada localidade apenas ajusta a seu próprio desequilíbrio em relação à localidade exógena. Então, em adição à localidade exógena, todos os  $\alpha_{jk}, k \neq i$  teriam de ser estatisticamente nulos.

Entre estes extremos descritos muitos outros padrões são possíveis. Para revelar o padrão de interdependência num mercado, ou para determinar se uma especificação bivariada é adequada, basta começar com um modelo VEC multivariado. Os testes para exogeneidade fraca e para restrições posteriores podem reduzir apropriadamente o sistema. Ao final da seção empírica são comparadas as estimações bivariadas e multivariadas do VEC para expor os vieses que podem ocorrer devido aos erros de especificação do modelo.

### 2.3 O Grau de Integração

Muitos estudos tentam responder a questões sobre o grau de integração de mercado baseados em medidas parciais derivadas de um modelo VEC bivariado. Tem sido comum observar o tamanho dos coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ ) ou a significância estatística da estrutura de defasagens ( $\Gamma$ ). Objetiva-se aqui, numa análise conjunta, a avaliação das estimativas da equação (2) e sua sumarização numa única medida que define o grau de integração. Funções resposta de impulso

têm sido extensamente utilizadas para esse fim. Elas descrevem o impacto temporal de um choque na localidade  $j$  no preço da localidade  $i$ . A principal desvantagem dessas funções resposta de impulso é que não são únicas quando os choques são correlacionados. Num estudo de preços espaciais, é irrazoável esperar que se tenham choques ortogonais, uma vez que as séries temporais de preços são altamente correlacionadas. A solução adotada na literatura tem sido ortogonalizar os choques com uma decomposição de Cholesky da matriz de covariância dos erros. Esta decomposição não é invariável à ordenação das variáveis do sistema e, conseqüentemente, para cada ordenação, tem-se uma função de resposta de impulso diferente. A imposição de uma ordenação recursiva nas variáveis é uma pressuposição demasiado forte de identificação, e não justificável na maioria dos estudos de integração de mercado. É pelo fato de as funções de resposta de impulso parecerem confusas e difíceis de interpretar que se propõe uma medida alternativa que não requer a imposição de uma ordenação no sistema.

O equilíbrio de longo prazo entre os preços pode ser escrito como:

$$p_{1t} = -(c_i / \beta_{1i}) - (\beta_{2i} / \beta_{1i}) p_{2t} - \dots - (\beta_{ni} / \beta_{1i}) p_{nt} + z_{it} \quad i = 1 \dots (n - s) \quad (4)$$

em que  $c_i$  é uma constante e todas as outras variáveis são definidas como anteriormente. Suponha que exista um choque ao VAR adjacente que perturba o equilíbrio de longo prazo entre os  $p_{it}$ , que é  $|z_{it}| \neq 0$ . Pelo fato de (4) ser uma relação de co-integração, o vetor  $Z_t$  é estacionário. Isto implica que o efeito do choque será transitório e eventualmente desaparecerá, e o equilíbrio de longo prazo será restaurado. Define-se o grau de integração como o tempo de reação necessário para que cada relação de equilíbrio de longo prazo absorva o choque em todo o sistema. Ele dependerá de todos os coeficientes estimados de  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\Gamma$ . Pela análise conjunta do impacto desses coeficientes, é possível construir uma ordenação consistente dos mercados baseando-se nos tempos de reação. Adota-se a metodologia de Pesaran e Shin (1996) e constroem-se perfis de persistência.

Um perfil de persistência caracteriza a resposta da relação de co-integração  $Z_t = \beta' P_t$  para o sistema como um todo, em vez de um choque individual, em que a resposta é medida em unidades de variância. Um choque no sistema como um todo é entendido como uma amostra de uma distribuição multivariada do vetor  $\epsilon_t = \{\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{nt}\}$ . A vantagem de se considerar um choque no sistema como um todo é que os perfis de persistência são funções únicas e não existe a necessidade de ortogonalizar os choques individuais. No tempo  $t$ , a matriz de variância-covariância do choque  $\epsilon_t$  é  $\Omega$ . Estuda-se a propagação no tempo ( $t + 1$ ,  $t + 2$ , ...) da variância do choque, condicionando a informação até o tempo  $t - 1$ . Sendo assim, com um

choque inicial na economia no tempo  $t$ , e considerando a informação até o tempo  $t-1$ , o perfil de persistência enfoca a variância *incremental* do erro de desequilíbrio no tempo  $t+k$ , à medida que o horizonte de tempo aumenta por um período. Em sistemas estacionários, um choque eventualmente desaparecerá. Isto implica sua variância incremental se tornar menor com o passar do tempo, e aproximar-se de 0 à medida que o tempo tende ao infinito. Pesaran e Shin (1996) definem o perfil de persistência (não-escalonado) como:

$$H_z(k) = \text{Var}(Z_{t+k} | \Psi_{t-1}) - \text{Var}(Z_{t+k-1} | \Psi_{t-1}) \quad k = 0, 1, 2 \dots \quad (5)$$

em que  $\Psi_{t-1}$  é o conjunto de informações contendo a informação até o período  $t-1$ ,  $\text{Var}(Z_{t+k} | \Psi_{t-1})$  é a variância de  $Z_{t+k}$  condicional ao conjunto de informações, e  $k$  é o horizonte de tempo. A definição (5) tem uma interpretação atraente se observar que  $Z_{t+k}$  é também a variância do passo  $k+1$  à frente do erro de previsão de  $Z_t$ . Pode-se escrever  $\text{Var}(Z_{t+k} | \Psi_{t-1}) = E\{[Z_{t+k} - E(Z_{t+k} | \Psi_{t-1})]^2 | \Psi_{t-1}\}$ , em que  $Z_{t+k} - E(Z_{t+k} | \Psi_{t-1})$  é a previsão do erro de  $Z_t$  em  $k+1$ . De acordo com esta interpretação, (5) mostra que o perfil de persistência é a mudança na variância da previsão de  $Z_{t+k}$  com respeito à variância da previsão de  $Z_{t+k-1}$  baseada no conjunto de informações  $\Psi_{t-1}$ .

A partir de (1) e  $Z_t = c + \beta' P_t$ , tem-se  $Z_t = c + \beta' A f_t + \beta' \tilde{P}_t = c + \beta' \tilde{P}_t$ , em que a última igualdade segue de  $\beta' A = 0$ , pois  $Z_t$  é estacionário. Conseqüentemente, tem-se:

$$H_z(k) = \beta' \{ \text{Var}(\tilde{P}_{t+k} | \Psi_{t-1}) - \text{Var}(\tilde{P}_{t+k-1} | \Psi_{t-1}) \} \beta$$

em que  $k = 0, 1, 2, \dots$ . Para facilitar a comparação entre perfis diferentes, escalonase  $H_z(k)$ . Para  $k = 0$ ,  $H_z(0) = \beta' \{ \text{Var}(\tilde{P}_t | \Psi_{t-1}) \} \beta = \beta' \Omega \beta$ . Define-se uma matriz diagonal  $G$  que contém a inversa da raiz quadrada dos elementos da diagonal de  $H_z(0)$ ,  $G = \text{diag} \{ H_{11}(0)^{-1/2}, \dots, H_{n-s, n-s}(0)^{-1/2} \}$ . O perfil de persistência escalonado é definido como:

$$h_z(k) = G H_z(k) G = \{ h_{ij}(k) \} \quad k = 0, 1, 2 \dots \quad (6)$$

Sob impacto, no tempo  $k = 0$ , o perfil  $h_{ii}(k) = 1$  para  $i = 1 \dots n-s$ .

### 3 O MERCADO BRASILEIRO DE ARROZ

#### 3.1 A Determinação da Extensão do Mercado

##### 3.1.1 O padrão espacial de produção, consumo e comércio

A produção de arroz no Brasil é concentrada em um pequeno número de estados. Na década de 1970, cinco dos 25 estados brasileiros produziam 65% do arroz do país. Na década de 1990, estas mesmas áreas (reconstituindo em sete estados) aumentaram sua participação para 75% da produção nacional. Os dados de produção no Brasil estão disponíveis numa base anual, mas, em contrapartida, os dados de consumo são praticamente inexistentes. Para estimar os fluxos comerciais interestaduais, primeiro estimou-se o consumo estadual anual com dados de população e consumo *per capita* de arroz.<sup>4</sup>

A Tabela 1 apresenta as estimativas interestaduais de comércio para 19 estados que possuem dados contínuos de preços. Estes estados contabilizam mais de 90% da produção e consumo. As três primeiras colunas mostram a diferença entre a participação na produção e no consumo nacional de cada estado, para três subperíodos, fornecendo, assim, estimativas para exportações (números positivos) e importações (números negativos) como parcela da produção nacional. As três colunas finais mostram um índice de auto-suficiência, definido como a razão entre as parcelas estaduais de produção e consumo. Para uma razão próximo de 1, isso implica o estado estar próximo da auto-suficiência.

A Tabela 1 mostra, também, que, embora o arroz seja normalmente considerado um bem doméstico (*non-tradable*), para o Brasil como uma nação, ele foi extensivamente comercializado dentro do país. Cerca de metade do arroz brasileiro foi comercializada entre estados durante todo o período. Como a demanda de arroz é constante durante todo o ano, e o arroz é estocado predominantemente nas regiões produtoras, o comércio ocorreu sem interrupção, com um fluxo estável de caminhões transportando arroz das regiões com excedente para as regiões com escassez.<sup>5</sup>

O Sudeste do Brasil é onde se concentra mais de 40% da população. Esta região importou de forma consistente mais de 30% da produção nacional de arroz, sendo a maior parte do déficit proveniente de São Paulo. O Nordeste foi a

4. Os dados de produção e população provêm do *Anuário Estatístico do Brasil*, do IBGE. Os dados de consumo foram retirados de pesquisas oficiais de consumo/despesa do IBGE, conduzidas em 1974, 1987 e 1996.

5. Fluxos comerciais contínuos foram confirmados por Ereias (1999), para o Rio Grande do Sul. Entrevistas realizadas pelos autores no Instituto Rio-Grandense do Arroz (Irga) e na Fundação Getulio Vargas (FGV) também confirmaram que o comércio contínuo é o *status* normal de comércio.

TABELA 1  
ESTIMATIVAS DE COMÉRCIO INTERESTADUAL DE ARROZ PARA ESTADOS SELECIONADOS

Estado	Comércio <sup>a</sup>			Índice de auto-suficiência		
	(Porcentagem da produção nacional)			(Produção/consumo)		
	1970-1979	1980-1989	1990-1995	1970-1979	1980-1989	1990-1995
Norte (N)	-2,1	-0,5	-0,5	0,6	0,9	0,9
Acre (AC)	-0,1	0,1	0,2	0,6	1,5	2,0
Pará (PA)	-1,4	-1,2	-0,9	0,5	0,6	0,7
Nordeste (NE)	-2,6	-8,7	-13,6	0,9	0,6	0,5
Maranhão (MA)	9,5	5,8	2,2	5,8	2,4	1,4
Ceará (CE)	-1,9	-4,0	-4,2	0,3	0,2	0,3
Rio Grande do Norte (RN)	-0,9	-1,3	-1,5	0,1	0,0	0,0
Paraíba (PB)	-1,2	-1,7	-1,9	0,2	0,1	0,1
Pernambuco (PE)	-3,1	-2,4	-2,5	0,0	0,1	0,1
Bahia (BA)	-4,2	-4,1	-4,6	0,1	0,1	0,2
Sergipe (SE)	-0,3	-0,3	-0,4	0,5	0,5	0,4
Sudeste (SE)	-32,3	-34,3	-33,9	0,4	0,3	0,3
Minas Gerais (MG)	-3,3	-5,1	-6,0	0,8	0,6	0,5
Espírito Santo (ES)	-1,1	-1,2	-1,3	0,5	0,4	0,4
Rio de Janeiro (RJ)	-8,8	-8,0	-9,4	0,1	0,1	0,1
São Paulo (SP)	-19,1	-20,0	-17,3	0,3	0,2	0,2
Sul (S)	16,3	25,5	40,3	1,9	2,8	4,3
Paraná (PR)	1,1	-1,8	-2,6	1,1	0,7	0,5
Santa Catarina (SC)	0,1	2,0	4,0	1,0	1,7	2,6
Rio Grande do Sul (RS)	15,2	25,4	38,9	3,1	5,6	8,9
Centro-Oeste (CO)	20,6	18,0	7,7	4,2	3,2	1,8
Mato Grosso do Sul (MS) <sup>b</sup>	-	2,5	0,7	-	2,8	1,4
Mato Grosso (MT)	11,8	7,5	4,8	6,6	6,5	3,6
Goiás (GO) <sup>c</sup>	9,7	8,9	1,2	3,8	3,2	1,3

<sup>a</sup> Valores positivos indicam exportações e valores negativos indicam importações.

<sup>b</sup> Mato Grosso do Sul foi criado em 1977. Antes de 1977, ele fazia parte de Mato Grosso.

<sup>c</sup> Em 1988 Goiás foi dividido em dois, e Tocantins foi criado. No período 1990-1995, Tocantins exportou 2,6% da produção nacional.



outra região com uma significativa escassez de arroz. Com exceção do Maranhão, todos os demais estados nordestinos foram importadores. Independentemente de quão pequenos sejam os valores absolutos de seu déficit, os índices de auto-suficiência revelam que nenhum desses estados produziu mais que metade de seu consumo — a maioria produziu apenas 10%-20%. Remessas estáveis de arroz de tão longe, como o Rio Grande do Sul, sempre foram necessárias.

A região Norte é relativamente isolada, e é próxima da auto-suficiência. O isolamento físico e a pobre infra-estrutura dessa região levam a esperar que estados aqui localizados fossem pouco prováveis de pertencer ao mercado econômico nacional. O Acre exibe uma clara inversão de comércio à medida que passa de importador na década de 1970 para exportador na de 1990. Por esse motivo, seria inapropriado incluir o Acre no VEC.

Além do Maranhão, os principais estados superavitários estão localizados no Centro-Oeste e Sul. O Centro-Oeste contabilizou uma parcela maior do comércio que o Sul na década de 1970, mas para a de 1990 o Sul — especialmente o Rio Grande do Sul — estava exportando cinco vezes mais que o Centro-Oeste. Juntamente com seu vizinho Santa Catarina, Rio Grande do Sul é diferente dos demais estados em dois aspectos importantes. Primeiro, ele produz arroz irrigado, sujeito a menor variabilidade na produção que o arroz de sequeiro de outros estados. Segundo, ele produz arroz de melhor qualidade. Ambos os fatos têm importantes implicações e serão discutidos posteriormente.

Demonstrou-se que, com exceção do Acre, o comércio de arroz tem ocorrido sem inversões e foi aparentemente contínuo. No início da década de 1970, isto pode não ter sido verdadeiro para Paraná e Santa Catarina. As estimativas anuais de comércio revelam que estes dois estados estiveram rodeando a auto-suficiência na primeira metade dessa década. Diferenciais de preços, em contraste, foram consistentes com os padrões de comércio que prevaleceram por todo o resto do período. A possibilidade de que um comércio descontínuo possa ter distorcido as estimativas econométricas levou à condução de testes adicionais para a constância dos parâmetros, e serão descritos mais adiante. Conclui-se que a inclusão do início da década de 1970 não gerou um problema para o modelo.<sup>6</sup> Uma possível explicação é que mesmo se o excedente de oferta e demanda nesses dois estados foi pequeno, ainda era suficiente para manter seus preços próximo dos níveis de paridade. Esses dois estados foram constantemente expostos às pressões de competição devido às grandes quantidades de arroz que escoaram por seus territórios.

6. A mesma conclusão é alcançada para os próximos prováveis candidatos a experimentar descontinuidade no comércio: Minas Gerais na década de 1970 e Maranhão, Mato Grosso do Sul e Goiás na década de 1990.

### 3.1.2 A busca por uma tendência única comum

Testes de raiz unitária foram conduzidos nos preços logaritmizados de arroz em 19 estados. Trabalhou-se com preços mensais reais recebidos pelos produtores, obtidos da FGV.<sup>7</sup> Por ter conduzido uma amostra de 1973:01 a 1997:08, foi possível incluir um total de 19 estados. Num estágio posterior da análise, após determinar que vários estados não pertenciam ao sistema, o período da amostra foi estendido até 1970:01. Foram realizadas duas versões do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF): uma excluiu e outra incluiu uma constante na regressão. As séries temporais não foram suaves o suficiente para considerar a possibilidade de uma tendência determinística na regressão. Também foram feitos testes F para a hipótese nula conjunta de uma constante igual a 0 e uma raiz unitária. O número ótimo de defasagens em cada regressão foi escolhido de acordo com os critérios AIC e SIC.

Para os estados do Centro-Oeste, Sul e Sudeste, não foi possível rejeitar a hipótese de uma raiz unitária ao nível de 1% de significância em qualquer dos testes. No Nordeste e no Norte, a evidência estatística está menos clara. Em particular, para Maranhão, Paraíba e Sergipe, no Nordeste, e para Pará e Acre no Norte, a introdução de uma constante na regressão fez diferença nos resultados dos testes. Com a constante, rejeita-se a raiz unitária ao nível de 1% de significância, mas sem a constante isso não ocorre. Além disso, os valores estimados para as raízes foram os menores entre todos os estados, variando entre 0,89 e 0,94. Com exceção do Maranhão, esses estados eram muito pequenos em termos de produção e consumo de arroz. Nesse ponto da análise, mantém-se a hipótese de raiz unitária para os 19 estados. Evidência adicional é encontrada num estágio posterior para a remoção da maioria desses estados duvidosos.

Na Tabela 2, implementou-se o procedimento seqüencial descrito acima para determinar quais estados compartilhavam uma mesma tendência estocástica comum. A coluna 1 da Tabela 2 mostra a seqüência de localidades que foram analisadas. Iniciou-se com o núcleo dos dez estados mais importantes do Centro-Oeste, Sul e Sudeste. Analisou-se em seqüências diferentes, e os resultados não variaram com a ordenação. O valor do teste de razão de verossimilhança é mostrado entre parênteses para os casos em que a hipótese nula não pôde ser rejeitada. Ao nível de 5% de significância, encontrou-se uma tendência comum entre os dez estados originais. Independentemente da ordem escolhida, continuou-se encontrando uma tendência comum quando foram acrescentados quatro estados do Nordeste (Maranhão, Bahia, Sergipe e Pernambuco). O Ceará entrou no conjunto dos mercados com uma tendência comum ao nível de 10% de significância, e a 20% de significância

7. Todos os preços são constantes em reais de dezembro de 1995. Os preços mensais recebidos pelos produtores foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços (IGP-DI) da FGV.

TABELA 2  
**TESTE DE RAZÃO DE VEROSSIMILHANÇA DE JOHANSEN PARA O NÚMERO DE VETORES DE CO-INTEGRAÇÃO: ESTATÍSTICA-TRAÇO — 1973:01-1997:08  $H_0: r = h; H_1: r > h$**

Séries incluídas	Nível de significância (%)		
	20	10	5
Centro-Oeste			
+ Sul	10	9	9 (6,43)
+ Sudeste			
= 10			
10 + MA = 11	10	10	10 (5,78)
11 + BA = 12	11	11	11 (5,60)
12 + SE = 13	12	12	12 (5,56)
13 + PE = 14	13	13	13 (5,46)
14 + CE = 15	14	14 (4,94)	13 (19,22)
15 + RN + PB = 17	16 (4,24)	13 (50,44)	8 (205,80)
17 + AC + PA = 19	13 (93,12)	9 (242,50)	8 (290,48)

Notas:

- 1) Os valores dos testes de razão de verossimilhança estão entre parênteses.
  - 2) Os valores críticos provêm de MacKinnon, Haug e Michelis (1996), e extrapolação.
  - 3) Ver nota 8 no texto.
- $r$  = número de vetores de co-integração.

o Rio Grande do Norte e a Paraíba também podem ser incluídos. Para Acre e Pará, os dois estados do Norte, 13 vetores de co-integração foram encontrados ao nível de 20% de significância, implicando seis tendências comuns.

A conclusão que se faz a respeito da extensão do mercado é que 15 estados pertencem ao mesmo mercado econômico: os do Centro-Oeste, Sul e Sudeste, e Maranhão, Bahia, Sergipe, Pernambuco e Ceará, no Nordeste. Todos os 15 estados mostraram estar engajados numa quantidade significativa de comércio interestadual unidirecional. Eles também compartilham uma única tendência comum a um nível de significância menor que 10%.<sup>8</sup> Portanto, o arroz desses 15 estados era substituto entre si e a arbitragem por meio de comércio atou seus preços juntos.

8. Para a 15ª série (Ceará), o valor do teste de razão de verossimilhança (19,22) é muito próximo dos valores críticos a 5% (19,96 e 20,26), observados nas tabelas de Osterwald-Lenum (1992) e MacKinnon, Haug e Michelis (1996). Os valores críticos são calculados para um máximo de 11 *random walks* em Osterwald-Lenum e 12 em MacKinnon, Haug e Michelis. Nosso sistema contém até 19 variáveis. Para calcular os valores críticos, ajustou-se um polinômio quadrático no número de *random walks* para os valores de MacKinnon, Haug e Michelis e extrapolaram-se os valores críticos correspondentes de 13 até 19 *random walks*. O  $R^2$  dessa regressão foi igual a 1. Para a co-integração em sistemas grandes, ver Gonzalo e Pitarakis (1995).

Quatro estados não parecem pertencer a esse mercado. O Acre foi excluído por apresentar inversão no comércio. Junto com o Pará, o Acre também não compartilhou uma única tendência comum com os outros estados. Para o Rio Grande do Norte e a Paraíba, a hipótese de uma única tendência comum somente foi aceita ao nível de 20% de significância, implicando uma probabilidade muito grande de se cometer um erro do tipo I. Além disso, nos níveis de 5% e 10% de significância, a inclusão de qualquer um desses quatro estados, de fato, reduziu o número de vetores de co-integração a um número menor do que os do conjunto original, implicando mais de uma tendência comum.

O fato de os preços aos produtores em quatro estados não compartilharem a mesma tendência comum dos outros 15 deve ser interpretado com cautela. Primeiro, no caso do Acre, isto pode ser devido à inversão no comércio, e os resultados podem diferir para subperíodos. Uma segunda observação é que, devido à ausência de dados de séries temporais de custos de transações, a falha em encontrar uma única tendência comum pode indicar tanto a ausência de integração como uma não-estacionariedade dos custos de transações.<sup>9</sup> De fato, os dois estados do Norte estão numa região remota do país, onde o transporte é dificultado nos meses chuvosos do ano. Similarmente, os dois estados nordestinos excluídos tiveram, na década de 1990, preços de arroz muito elevados para serem consistentes com as distâncias e os custos médios de transações. Mesmo que não se possa identificar a causa de não ter sido encontrada uma única tendência comum, com exceção do Acre, o resultado ainda é importante. Ele sugere que existe algo qualitativamente diferente sobre o mercado de arroz nesses estados e deve estar relacionado a custos de transações elevados ou incomuns. Mesmo se se chegasse à conclusão de que os preços líquidos de custos de transações nesses estados compartilham a mesma tendência dos outros 15, a necessidade de se retirarem os custos de transações apenas para esses estados ainda indicaria uma diferença significativa em relação aos demais. Implicações de políticas relacionadas ao transporte e à comercialização ainda poderiam ser obtidas, e provavelmente estenderiam além do mercado de arroz.

### 3.1.3 Estimação do fator integrador

Nesta subseção, o componente permanente é estimado de acordo com a equação (3). Estimou-se o fator integrador como:

9. Fackler (1997) faz um comentário semelhante sobre a dificuldade de se interpretar um insucesso na busca por co-integração. Goodwin (1993) fornece um exemplo empírico em que encontra co-integração nos mercados internacionais de trigo apenas quando os custos de transporte são incluídos.

$$f_t = -0.034 p_{MS,t} - 0.036 p_{MT,t} + 0.373 p_{GO,t} - 0.102 p_{MA,t} + 0.267 p_{CE,t} \\ + 0.017 p_{PE,t} - 0.070 p_{BA,t} - 0.037 p_{SE,t} + 0.000 p_{PR,t} - 0.316 p_{SC,t} \\ - 0.081 p_{RS,t} - 0.279 p_{MG,t} + 0.310 p_{ES,t} - 0.361 p_{RJ,t} + 0.890 p_{SP,t}$$

Testou-se a hipótese nula de que os coeficientes correspondentes a Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Pernambuco, Bahia, Sergipe, Paraná e Rio Grande do Sul eram estatisticamente nulos. O teste estatístico foi de 0,39, e é distribuído como  $\chi^2$  com sete graus de liberdade. A probabilidade associada com o teste é de 0,99. Conseqüentemente, não foi possível rejeitar a hipótese de que esses coeficientes igualam a 0. O fator integrador, reestimado com a imposição das restrições, é:

$$f_t = -0.363 p_{GO,t} - 0.110 p_{MA,t} + 0.280 p_{CE,t} - 0.250 p_{SC,t} \\ - 0.274 p_{MG,t} + 0.341 p_{ES,t} - 0.389 p_{RJ,t} + 0.817 p_{SP,t}$$

O componente permanente estimado mostra o papel dos diferentes estados em moldar o comportamento de longo prazo do preço do arroz. A contribuição de São Paulo no componente permanente dos preços domésticos domina os demais estados. Uma política pública direcionada para São Paulo teria o maior impacto sobre o componente de longo prazo dos preços no Brasil. Além disso, está claro que o componente de longo prazo é comandado por duas forças: o lado da produção do mercado, representado pelos estados do Centro-Oeste (Goiás), do Nordeste (Maranhão) e do Sul (Santa Catarina), e o lado do consumo do mercado, que envolve principalmente o Sudeste (São Paulo, Rio de Janeiro, Espírito Santo e Minas Gerais).

### 3.2 O Padrão de Interdependência

#### 3.2.1 Co-integração

Na Tabela 3 são apresentados os vetores de co-integração normalizados como em Phillips (1991).<sup>10</sup> A normalização é feita em relação ao mercado de São Paulo. Os 14 vetores de co-integração são logo interpretados, pois consistem em 14 relações duas a duas. Explica-se, portanto, o equilíbrio de longo prazo entre os pares de mercados (Mato Grosso do Sul e São Paulo, Mato Grosso e São Paulo etc.). Para o

10. O número de defasagens no VAR foi determinado executando uma série de testes F na estrutura de defasagens. Com três defasagens, os resíduos pareceram se comportar como ruídos brancos.

TABELA 3  
**VETORES DE CO-INTEGRAÇÃO NORMALIZADOS: MÉTODO DE JOHANSEN — 1970:01-1997:08**

	Centro-Oeste					Nordeste					Sul			Sudeste		
	MS	MT	GO	MA	CE	PE	BA	SE	PR	SC	RS	MG	ES	RJ		
Estado <sub><i>t</i></sub>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		
SP	-0,97 (0,04)	-1,06 (0,08)	-1,05 (0,06)	-0,58 (0,12)	-0,89 (0,10)	-0,89 (0,08)	-0,95 (0,09)	-0,73 (0,07)	-1,08 (0,04)	-0,79 (0,08)	-0,65 (0,08)	-0,91 (0,03)	-0,97 (0,08)	-0,85 (0,07)		
Constante	0,04 (0,27)	0,63 (0,47)	0,43 (0,34)	-2,15 (0,71)	-0,64 (0,56)	-0,57 (0,46)	-0,26 (0,54)	-1,41 (0,43)	0,57 (0,26)	-1,02 (0,44)	-1,89 (0,48)	-0,49 (0,20)	-0,07 (0,44)	-0,81 (0,42)		

Notas:

- 1) Erros-padrão entre parênteses.
- 2) Correção de erro<sub>1</sub> =  $P_{MS,t} - 0,97P_{SP,t} + 0,04$ ;  
 Correção de erro<sub>2</sub> =  $P_{MT,t} - 1,06P_{SP,t} + 0,63$  etc.

sistema, as relações de equilíbrio de longo prazo mostradas na equação (4) tornam-se:

$$p_{it} = \hat{c}_i + \hat{\beta}_i p_{SP,t} + \hat{z}_{it} \quad i = 1 \dots n - 1$$

em que  $p_{SP,t}$  é o preço no mercado de São Paulo. Portanto, no caso de Goiás, por exemplo, tem-se:  $p_{GO,t} = -0.43 + 1.05 p_{SP,t} + \hat{z}_{it}$ . Os valores de  $\hat{\beta}_i$  variam entre 0,58 e 1,08. Na maioria dos casos, a hipótese de que  $\hat{\beta}_i = 1$  não pode ser rejeitada ao nível de 1%. Existem várias situações que divergem claramente desse padrão. Os vetores de co-integração podem diferir de (1, -1), como resultado dos custos de transações [Dercon (1995)], bem como por outros motivos.<sup>11</sup> No Brasil, por exemplo, a maior parte do arroz é estocada e beneficiada nas regiões produtoras, e depois enviada para as áreas deficitárias para atender à demanda. Segue-se que a arbitragem espacial para o produtor ocorre indiretamente por meio do mercado atacadista de arroz beneficiado. Como resultado, as diferenças nos preços aos produtores em escala estadual medem elementos de arbitragem tanto pela forma do produto (em casca → beneficiada) como também pelo espaço. Portanto, em acréscimo aos custos de transações, os vetores de co-integração captam diferenças regionais em políticas, tecnologias e qualidade do produto.

Os coeficientes dos vetores de co-integração sugerem que custos de transações elevados ou outros fatores diferenciam vários estados dos demais. Não existe evidência de que o comércio descontínuo foi a fonte desses resultados. Entretanto, o vetor de co-integração do Rio Grande do Sul tem o segundo menor  $\hat{\beta}_i$ , e demonstrou-se, anteriormente, que ele exportou arroz sem interrupção. O  $\hat{\beta}_i$ , na equação para o Maranhão, é o menor na Tabela 3. Para assegurar que isso não foi causado pela possibilidade de comércio descontínuo na década de 1990, quando se tornou apenas um modesto exportador, reestimou-se o sistema até dezembro de 1989. O  $\hat{\beta}_i$  estimado foi praticamente idêntico (0,57 em vez de 0,58). Chegou-se à mesma conclusão para Paraná e Santa Catarina, na década de 1970, e para todos os demais estados que eram apenas comerciantes marginais durante os subperíodos da amostra.

Os coeficientes na equação para o Maranhão podem ser explicados pelos custos de transações elevados. O Maranhão é o estado mais distante de São Paulo — 2.970 km entre suas capitais. Os custos de transações foram refletidos nos

11. Ver Companhia de Financiamento da Produção (1983) para uma idéia dos custos de transferência no Brasil em torno de 1980. Ele fornece uma evidência de custos aditivos, como o frete, e despesas proporcionais, como as taxas interestaduais, as comissões de vendas, e os encargos financeiros.

preços médios nestes dois estados. O Maranhão teve o menor preço de todos os 15 estados, enquanto São Paulo teve o maior. O vetor de co-integração para o Rio Grande do Sul, que não é mais distante de São Paulo do que o Centro-Oeste, reflete o fato de este estado produzir arroz de alta qualidade, utilizando uma tecnologia própria (irrigação), e foi sujeito a um ambiente político diferente. Estes fatores também explicam as estimativas para Santa Catarina. Produtores nestes dois estados tinham preços de garantia diferentes daqueles em outras regiões e dependeram de crédito para a armazenagem numa proporção muito maior.

Vetores de co-integração que divergem dos padrões normais refletem diferenças estruturais com os outros estados. Estes estados pertencem, entretanto, ao mesmo mercado econômico. Como será demonstrado, vetores de co-integração diferenciados não implicam necessariamente a ausência de interdependência ou um pequeno grau de integração.

### 3.2.2 O modelo Vetor de Correção de Erros

A Tabela 4 apresenta os coeficientes de ajustamento do modelo VEC restrito que foi estimado. Esta tabela permite salientar os problemas de erros de especificação que aparecem no modelo bivariado. Também permite analisar o padrão de interdependência no mercado brasileiro de arroz. Antes de discutir a Tabela 4, serão explicados os testes que levaram à especificação restrita.

Inicia-se com a estimação de um modelo VEC irrestrito, para os 15 estados, como um sistema de Regressões Aparentemente Não-Relacionadas (SUR). Cada equação no sistema tem o mesmo número de variáveis do lado direito: os 14 termos de correção de erros da Tabela 3, duas defasagens para cada  $\Delta p_i$  e uma *dummy* para o *outlier* janeiro de 1990.<sup>12</sup> Para assegurar que o sistema não fosse mal-especificado, foram realizados testes de Multiplicador de Lagrange para correlação serial, testes RESET para forma funcional, testes GARCH e de White para heterocedasticidade e testes CUSUM e CUSUMSQ para estabilidade do modelo.<sup>13</sup> No sistema como um todo, não existiu evidência de correlação serial nem de padrões sazonais nos resíduos do VEC. Isto confirmou que a estrutura de defasagens era apropriada para captar a dinâmica dos preços. Similarmente, uma especificação linear do VEC foi satisfatória. O teste CUSUM, com base na soma cumulativa dos resíduos recursivos, não indicou nenhum problema de estabilidade na média condicionada. O teste CUSUMSQ, baseado na soma cumulativa dos quadrados dos resíduos recursivos, apontou um período mais volátil entre 1990 e 1995 para

12. A produção decresceu 33% em 1990, e o preço médio para o Brasil aumentou substancialmente.

13. Resultados do modelo irrestrito e todos os testes estão disponíveis pelos autores.



TABELA 4  
COEFICIENTES DE AJUSTAMENTO ( $\alpha$ ) DO MODELO VEC RESTRITO — 1970:01-1997:08

Correção de erros	Centro-Oeste					Nordeste					Sul					Sudeste				
	MS	MT	GO	MA	CE	PE	BA	SE	PR	SC	RS	MG	ES	RJ	SP					
(MS, SP)	-0,35**			-0,17**										-0,14**	-0,09*					
(MT, SP)		-0,20**	0,07**	0,08**										0,07*						
(GO, SP)	0,17**	0,12*	-0,20**								0,11*				0,13*					
(MA, SP)		-0,03*		-0,11*										-0,04*						
(CE, SP)		0,04*		-0,11**	-0,13**	0,18**								0,07**						
(PE, SP)						-0,28**	0,13**													
(BA, SP)						-0,22**								-0,05**						
(SE, SP)							-0,30**													
(PR, SP)								-0,20**												
(SC, SP)				0,06*					-0,18**	0,18**				0,10**						
(RS, SP)				-0,07*							-0,32**									
(MG, SP)												-0,49**		-0,12*	-0,19**					
(ES, SP)													0,13**	-0,12**	0,13**					
(RJ, SP)														-0,38**	-0,12*					
Adj. $R^2$	0,43	0,28	0,38	0,37	0,27	0,22	0,25	0,22	0,39	0,32	0,30	0,53	0,47	0,50	0,42					

Notas:

- 1) Estimação do SUR iterativo com erros consistentes com a heterocedasticidade.
  - 2) Coeficientes não-significativos ao nível de 5% não são mostrados na tabela.
- \* Estatisticamente significativo ao nível de 5%.  
\*\* Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

os estados do Sul e do Sudeste. Isto estava em concordância com a pequena heterocedasticidade encontrada nos mesmos estados e é atribuído a uma combinação de alta inflação e uma redução dos preços de garantia nesses anos.<sup>14</sup> Reestimou-se o modelo para o período 1970-1989 e encontrou-se que, enquanto os resultados estimados permaneceram essencialmente inalterados, a maior parte da heterocedasticidade desapareceu. A heterocedasticidade por si mesma não afetou a consistência das estimativas da média condicionada, mas afetou os erros-padrão. Como resultado, foram utilizados erros-padrão consistentes com a heterocedasticidade.

Procedeu-se à exploração dos padrões espaciais de interdependência conduzindo uma série de testes F para exogeneidade fraca e causalidade de Granger nos coeficientes estimados do modelo VEC irrestrito. Estes testes permitem determinar se havia um ou mais estados exógenos — conclusão necessária para justificar o uso do modelo bivariado. Os testes também permitem remover os termos desnecessários do VEC e estimar uma especificação restrita com maior parcimônia. A exogeneidade fraca da localidade A com respeito às  $j$  localidades da região B, por exemplo, implica o preço da localidade A não responder ao desequilíbrio na região B. Em conseqüência, na equação (2) para a localidade A, deve-se encontrar que os coeficientes de ajustamento  $\alpha_{Aj}$  correspondentes aos termos de correção de erros da região B são nulos. Encontrando um estado que é fracamente exógeno com respeito aos outros estados, então testa-se a causalidade de Granger em relação a estes mesmos estados. A ausência da causalidade de Granger implica o preço na localidade A não ser linearmente influenciado pelas variáveis defasadas da região B.

A Tabela 4 apresenta os coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ ) do modelo VEC restrito. A observação mais importante relaciona-se com as limitações do modelo bivariado. Uma especificação bivariada apenas seria apropriada no improvável evento no qual se encontram conjuntamente um único estado exógeno e todas as outras localidades respondendo apenas a termos de correção de erros envolvendo esse estado exógeno. Se esse fosse o caso, seria encontrada uma coluna vazia na Tabela 4, implicando o estado ser fracamente exógeno, e um máximo de 14 termos de correção de erros significativos na tabela, com todos envolvendo o estado fracamente exógeno. Nenhuma dessas condições estava presente no mercado brasileiro de arroz. A complexidade dos padrões de ajustamento no mercado sugere que a estimação do VEC bivariado, construído a partir de dois dos 15 estados, provavelmente levaria a importantes vieses devido à omissão de muitas localidades relevantes. Mesmo se a atenção fosse limitada aos estados exportadores e importadores

14. Diferentemente de Shively (1996), a heterocedasticidade aqui encontrada não parece poder ser atribuída à armazenagem. Está presente em estados consumidores e armazenadores, e é altamente restrita ao início da década de 1990.

mais importantes no país (Rio Grande do Sul e São Paulo), ambas as equações dinâmicas teriam sido mal-especificadas devido à exclusão (respectivamente) de um e cinco termos de correção de erros estatisticamente significativos. Na Seção 4 são exploradas as conseqüências desse tipo de má especificação do modelo para o caminho de ajustamento estimado pela comparação dos perfis de persistência bivariado e multivariado. Para o momento, chega-se à conclusão que o padrão de ajustamento num mercado espacialmente integrado será provavelmente muito complexo. Um modelo bivariado é apropriado apenas num limitado número de estruturas de mercado muito especiais.

Segundo a Tabela 4, embora não houvesse estado que fosse fracamente exógeno em relação ao mercado como um todo, também era o caso em que nem todos os estados interagem. Sendo a principal região consumidora do país, os estados do Sudeste parecem representar uma localidade central pela qual a informação do preço era processada. Esses quatro estados foram influenciados pelos termos de correção de erros de todas as demais regiões no país, e influenciaram o ajustamento nas outras regiões. A estrutura de defasagem de cada equação, que não é mostrada na tabela, também destacou o aspecto central do Sudeste no processo de ajustamento. Tanto São Paulo quanto Minas Gerais aparecem em todas as equações no Sudeste e Sul, e um ou outro apareceu em cada equação do Centro-Oeste. Seria incorreto, entretanto, modelar o mercado brasileiro de arroz como possuidor de um mercado central [como no método de Ravallion (1986)]. O Sudeste não apenas contém quatro estados, mas existem muitos outros canais importantes pelos quais a informação era conduzida. Outra descoberta importante é que os três estados do Sul eram os menos interdependentes no país. Eles não se ajustam pelos termos de correção de erros das outras regiões do país, e existem apenas três estados (Goiás, Maranhão e Rio de Janeiro) que respondem a estes. Eles, entretanto, se ajustam ao próprio desequilíbrio com São Paulo, e seus preços foram causados no sentido de Granger pelos preços defasados do Sudeste. Esses resultados apontam uma certa segmentação do mercado por qualidade. Este é um resultado, de certa forma, surpreendente devido à importância do Rio Grande do Sul como produtor para o resto do país.<sup>15</sup> Ele sugere que, embora tipos diferentes de arroz fossem substitutos e possuísem uma relação estacionária de longo prazo, o grau de substituição era provavelmente baixo e associou os preços juntos apenas no longo prazo.

Uma observação final é que as diferenças nos vetores de co-integração não parecem estar correlacionadas com os padrões de interdependência dos estados.

15. Barros e Martines Filho (1990) obtiveram um resultado semelhante para o Sul. Eles não encontram causalidade em nenhuma direção entre preço ao produtor no Rio Grande do Sul e preço no varejo em São Paulo.

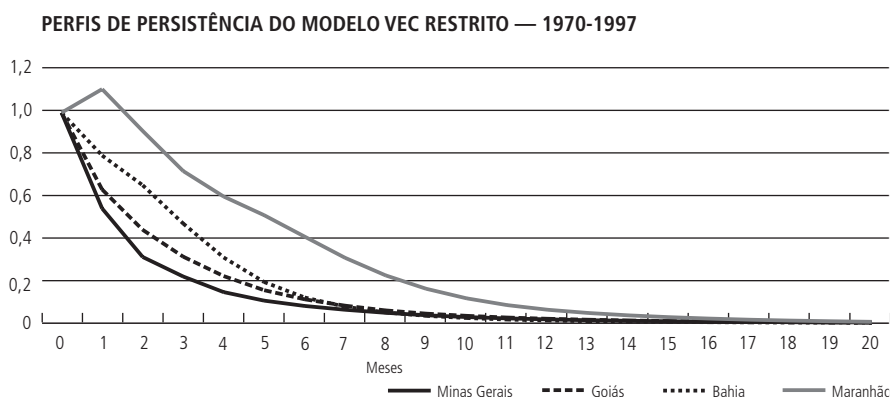
Apesar das semelhanças em seus vetores de co-integração, Maranhão e Rio Grande do Sul têm formas muito diferentes de inserção no mercado.

### 3.3 Perfis de Persistência e Grau de Integração

Perfis de persistência foram calculados a partir do modelo restrito, de acordo com a metodologia descrita anteriormente. Os perfis mostram, para cada uma das 14 relações de equilíbrio de longo prazo, o tempo de reação estimado para absorver um choque no sistema como um todo. O gráfico a seguir mostra os perfis para um horizonte de 20 meses para (Minas Gerais e São Paulo), (Goiás e São Paulo), (Bahia e São Paulo) e (Maranhão e São Paulo). Os perfis mostram que os desequilíbrios entre Minas Gerais e São Paulo, por exemplo, são removidos relativamente rápido, enquanto esta não é a situação para Maranhão e São Paulo. Quando existe um choque em todo o sistema, afetando o equilíbrio de longo prazo entre São Paulo e Minas Gerais, 45% dos ajustamentos acontecem no primeiro mês, e cerca de 80% dentro de três meses. Desequilíbrios entre Goiás e São Paulo são removidos um pouco mais devagar, com apenas 68% dos ajustamentos ocorrendo em três meses. O Maranhão, na realidade, primeiro tem um *overshoot*, e após três meses, 70% do efeito do choque ainda permanecem.

Enquanto os perfis captam todo o caminho de ajustamento entre um determinado estado e São Paulo, seria útil construir uma estatística para resumir a informação no gráfico. Para esse objetivo, calculou-se a persistência mediana, ou meia-vida, do efeito do choque de cada estado com São Paulo, definida como o número de meses necessário para que ocorressem 50% dos ajustamentos. Esta informação é mostrada na Tabela 5, para os modelos restrito e irrestrito.

A segunda coluna da Tabela 5 mostra as meias-vidas para o modelo restrito. Os estados foram divididos em três grupos. O primeiro, que tem meias-vidas iguais



ou menores que dois meses, inclui os três estados do Centro-Oeste que exportam arroz para São Paulo (Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás), os três vizinhos de São Paulo que são também importantes consumidores (Minas Gerais, Paraná e Rio de Janeiro), e o pequeno estado de Sergipe. Os ajustamentos entre São Paulo e Minas Gerais e Mato Grosso do Sul são os que acontecem mais rapidamente, com meias-vidas inferiores a 1,35 mês. Mato Grosso do Sul, além de fornecer arroz para São Paulo, também possui uma fronteira. O mesmo ocorre com Minas Gerais, que está na rota comercial entre Goiás e São Paulo. Portanto, todo o arroz proveniente de Goiás e de outros estados do Centro-Oeste deve passar por Minas Gerais.

O segundo grupo de estados tem meia-vida entre 2,45 e 3,16 meses. Estes estados são consumidores do Nordeste (Pernambuco e Bahia), produtores do Sul (Santa Catarina e Rio Grande do Sul), e o único estado do Sudeste que não tem fronteira com São Paulo (Espírito Santo). Uma vez que os estados nordestinos são

TABELA 5  
ESTIMATIVAS DAS MEIAS-VIDAS DOS PERFIS DE PERSISTÊNCIA — MESES

Estados	1970-1997	
	Restrito	Irrestrito
MG	1,20	1,13
MS	1,35	1,20
GO	1,71	1,83
MT	1,72	1,63
SE	1,77	1,91
PR	1,89	2,15
RJ	2,01	1,83
PE	2,45	2,55
SC	2,63	2,95
ES	2,66	2,72
BA	2,86	3,05
RS	3,16	3,43
CE	3,81	4,16
MA	5,13	4,34

conectados apenas indiretamente com São Paulo por meio de fornecedores comuns, a reduzida velocidade para Pernambuco e Bahia em relação ao primeiro grupo pode ser compreendida. O Rio Grande do Sul, como já mencionado, é uma exceção. O ajustamento com São Paulo acontece relativamente devagar, apesar das fortes conexões comerciais existentes. O baixo grau de integração deve-se, provavelmente, a diferenças na qualidade do arroz cultivado em cada estado. Se os consumidores de média e alta rendas preferem o arroz de melhor qualidade, que é produzido no Rio Grande do Sul, e estão hesitantes em substituí-lo, mesmo quando a colheita é fraca e os preços aumentam, então a elasticidade-preço cruzada da demanda para esses produtos seria baixa. O canal de transmissão do preço aos produtores de um estado para o de outro, pelas decisões de consumo em São Paulo, seria conseqüentemente muito fraco.<sup>16</sup> O terceiro grupo de estados pertence ao distante Nordeste. Não apenas se têm conexões indiretas com São Paulo, mas também as distâncias são muito maiores. Finalmente, a última coluna da tabela mostra os resultados do modelo irrestrito, que são muito similares.

### 3.4 Modelos Multivariados *versus* Bivariados

Foram estimados 14 modelos bivariados para ressaltar os problemas que surgem com essa metodologia, no contexto de um mercado espacialmente integrado. Para comparabilidade com o modelo multivariado, todos os 14 modelos bivariados incluem São Paulo. Os resultados mostram que os problemas com o método bivariado não parecem estender a estimação do coeficiente da inclinação nos vetores de co-integração. Em nenhum caso estes divergiram em mais de 6%. Uma vez que o sistema tem uma única tendência comum, e todos os estados são co-integrados dois a dois, isso não é surpresa. Os coeficientes de ajustamento dos modelos VEC, em contraste, revelam discrepâncias muito substanciais. Os modelos bivariados parecem estimar o coeficiente de ajustamento entre cada estado e São Paulo com um viés para menos. Em 13 dos 14 casos, os coeficientes de ajustamento são menores no modelo bivariado, e a diferença média foi de -31%. Em quatro casos, o coeficiente foi menor que a metade do estimado no modelo multivariado, e em um caso ele representou quase o dobro.

Foram calculadas duas estatísticas descritivas a partir dos perfis de persistência: a mediana, ou meia-vida, e a persistência média. A persistência média do desequilíbrio é uma média ponderada da informação de todo o horizonte de 20

16. Os autores agradecem a Ignez e Mauro Lopes esta observação. Eles também observaram que o governo era mais suscetível a permitir importações em resposta à quebra de safra no Rio Grande do Sul do que no Centro-Oeste, devido à importância do arroz desse estado para os consumidores urbanos de classe média. Isto suavizou o impacto dos eventos no Rio Grande do Sul sobre a transmissão de preços para outros estados.

meses, mas com menor peso para os meses mais distantes, pois o desequilíbrio no horizonte é insignificante. Apesar dos menores coeficientes de ajustamento, que levariam a esperar ajustamentos mais lentos, a comparação revela que os modelos bivariados estimaram um caminho de ajustamento mais rápido. Em média, as meias-vidas bivariadas foram um pouco menores (6,9%), e os perfis médios bivariados foram substancialmente menores (34%). Em três situações as discrepâncias entre as meias-vidas multivariadas e bivariadas estiveram entre 19% e 33%, e em 11 dos 14 casos os perfis médios bivariados foram 30% e 55% menores. Estas discrepâncias refletem o erro de especificação do VEC, oriundo da exclusão dos termos relevantes de correção de erros. Também está relacionado com a perda de poder explicativo dos modelos bivariados. Em média, o  $R^2$  ajustado dos VECs bivariados foi cerca de 20% menor. Em alguns casos, como Pernambuco e Rio Grande do Sul, a perda do poder explicativo foi maior que 40%.

#### 4 CONCLUSÕES

Foi colocada aqui a questão da integração de mercado como uma questão de grau. Como resultado, forneceu-se uma classificação de todas as localidades, da menos até a mais integrada. Para alcançar esse objetivo, foram introduzidos dois novos aspectos à literatura de integração de mercado. Primeiro, conduziu-se uma busca multivariada para determinar a geografia do mercado. Segundo, utilizou-se uma medida de grau de integração — um perfil de persistência — que não possui as desvantagens das funções de resposta de impulso.

A definição apresentada de um mercado integrado requer que o conjunto de localidades compartilhe o mesmo produto comercializado e a mesma informação de longo prazo. Com a informação sobre arroz de 19 estados no Brasil, apenas 15 pertenciam ao mesmo mercado econômico. Duas das quatro localidades excluídas não eram fisicamente mais isoladas do que outros estados da mesma região do país. Se a razão de estas localidades terem sido excluídas se deve à fraca infraestrutura física e de comercialização, as conseqüências provavelmente se estendem além do mercado de arroz, e, portanto, reduzem a habilidade desses dois estados em aumentar seu bem-estar por meio da especialização e do comércio. Estimou-se, também, o fator integrador comum para os 15 estados no mercado como uma combinação linear dos preços em oito localidades. Esses estados fornecem a chave para a transmissão de informações de longo prazo. Portanto, políticas públicas poderiam ser direcionadas para um número relativamente menor de localidades e ainda ser efetivas em termos de influência no mercado como um todo.

Uma vez determinada a extensão do mercado, foram utilizados, então, os perfis de persistência para medir o grau de integração. Demonstra-se que grandes

volumes de comércio não foram suficientes para gerar um elevado grau de integração. Entre outros fatores, parece que tanto a distância física quanto a distância em termos de produto (qualidade) podem levar a um reduzido grau de integração. Pesquisas futuras deveriam explicar os determinantes do grau de integração. Acredita-se que esta é uma área de investigação com implicações altamente relevantes para a formulação de políticas.

Finalmente, foram enfatizadas as limitações de um método bivariado para a integração de mercado. O maior problema reside no erro de especificação da representação do VEC de um sistema co-integrado. Quando se omitem variáveis relevantes, os estimadores tornam-se inconsistentes. Esta inconsistência é propagada para outras estatísticas baseadas no modelo VEC, incluindo as funções de resposta de impulso e os perfis de persistência.

#### BIBLIOGRAFIA

- ALEXANDER, C., WYETH, J. Cointegration and market integration: an application to the Indonesian rice market. *Journal of Development Studies*, v. 30, p. 303-328, Jan. 1994.
- ASCHE, F., BREMNES, H., WESSELS, C. R. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 81, p. 568-581, Aug. 1999.
- BARRETT, C. B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, p. 825-829, Aug. 1996.
- BARRETT, C. B., LI, J. R. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 84, n. 2, p. 292-307, May 2002.
- BARROS, G. S. C., MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços e margens de comercialização de produtos agrícolas. *Agricultura e políticas públicas*. In: DELGADO, G. C., GASQUES, J. G., VERDE, C. M. V. (orgs.). Brasília: IPEA, p. 515-565, 1990 (Série IPEA, 127).
- BAULCH, B. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 79, p. 477-487, May 1997.
- COMPANHIA DE FINANCIAMENTO DA PRODUÇÃO (CFP). *Análise das distorções dos preços domésticos em relação aos preços de fronteira: um estudo preliminar*. Brasília, 1983 (Coleção Análise e Pesquisa, 30).
- DERCON, S. On market integration and liberalisation: method and application to Ethiopia. *Journal of Development Studies*, v. 32, p. 112-143, Oct. 1995.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, Mar. 1987.
- EREIAS, A. C. S. *Análise das margens de comercialização do setor orizícola gaúcho*. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1999 (Tese de Mestrado).
- FACKLER, P. *Spatial price analysis: a methodological review*. Department of Agricultural and Resource Economics, NC State, 1997 (não-publicado).



- GONZALO, J., GRANGER, C. W. J. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 13, p. 27-35, Jan. 1995.
- GONZALO, J., PITARAKIS, J. Y. *Comovements in large systems*. Departamento de Estadística y Economía, Universidad Carlos III de Madrid, 1995 (Working Paper, 95-38).
- GOODWIN, B. K. Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets. *Review of Agricultural Economics*, v. 14, p. 117-124, Jan. 1993.
- GOODWIN, B. K., SCHROEDER, T. C. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, p. 452-464, May 1991.
- IBGE. *Estudo nacional da despesa familiar: consumo alimentar, despesas das famílias, dados preliminares, tabelas selecionadas*. Rio de Janeiro, 1978.
- . *Pesquisa de orçamentos familiares, 1987 e 1996*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>.
- . *Anuário Estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro, vários anos.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, Sep. 1988.
- . Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models'. *Econometrica*, v. 59, p. 1.551-1.580, Nov. 1991.
- MACKINNON, J. G., HAUG, A. A., MICHELIS, L. *Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration*. Department of Economics, Queen's University, 1996 (Working Paper).
- MCNEW, K., FACKLER, P. L. Testing market equilibrium: is cointegration informative? *Journal of Agricultural Resource Economics*, v. 22, p. 191-207, Dec. 1997.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with fractiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, p. 461-472, Aug. 1992.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y. Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, v. 71, p. 117-143, Mar. 1996.
- PHILLIPS, P. C. B. Optimal inference in cointegrated systems. *Econometrica*, v. 59, p. 283-306, Mar. 1991.
- RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, p. 102-109, Feb. 1986.
- SEXTON, R. J., KING, C. L., CARMAN, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, p. 568-580, Aug. 1991.
- SHIVELY, G. E. Food price variability and economic reform: an ARCH approach for ghana. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, p. 126-136, Feb. 1996.



## DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E OS DETERMINANTES DA INTEGRAÇÃO ESPACIAL NOS MERCADOS AGRÍCOLAS\*

Gloria González-Rivera  
Steven M. Helfand

### 1 INTRODUÇÃO

A maior parte da literatura em integração espacial de mercado na década de 1990 focalizou a questão sobre os preços em locais distintos serem ou não co-integrados. Muitos artigos também analisaram a questão de quão rápido os preços se ajustam entre duas localidades. Mais recentemente, pesquisas em integração de mercado começaram a explorar esses dois tópicos no contexto de modelos de mudança de regime, que consideram explicitamente as discontinuidades induzidas pelos custos de transações. O surpreendente é que estudos que buscam identificar os fatores responsáveis pelo aumento da integração de mercado estão ausentes desta literatura. Em uma pesquisa detalhada de mais de 60 artigos empíricos, como, por exemplo, Fackler e Goodwin (2000), só foram identificados quatro estudos focalizando este assunto [ver Goodwin e Schroeder (1991), Goletti (1993), Goletti e Christina-Tsigas (1995) e Goletti, Ahmed e Farid (1995)]. Pretende-se aqui iniciar o processo de preencher esta lacuna na literatura, fornecendo um modelo conceitual para analisar os determinantes da integração de mercado e oferecendo uma aplicação empírica com dados do Brasil. Como será visto, esta é uma agenda de pesquisa com implicações para políticas públicas potencialmente ricas e lições importantes para o desenvolvimento econômico.

Em contraste com a aproximação dicotômica comum nesta literatura, em que os mercados são julgados como integrados ou não, acredita-se que a questão de integração de mercado é mais útil se colocada em termos de um *continuum* de graus de integração [González-Rivera e Helfand (2001) e Capítulo 3 deste volume]. A idéia básica é que dado um conjunto de localidades, nem todos pertencem ao mesmo mercado econômico, e, entre os pertencentes, alguns serão mais integra-

---

\* Este artigo está sendo publicado, em inglês, no livro *Politics and Economics in Latin America*, Hauppauge, N.Y., Nova Science Publishers. Agradecemos aos participantes nos seminários do Nemesis as valiosas sugestões, ao Centro de Estudos Agrícolas da Fundação Getúlio Vargas o fornecimento dos preços aos produtores para arroz, e a Adriano M. R. Figueiredo a tradução.

dos que outros. Refletindo esta idéia, a metodologia consiste em três estágios. Em uma primeira fase, busca-se determinar a *extensão*, ou limites geográficos, do mercado. Em seguida, estabelece-se uma ordenação entre as localidades, detectadas como pertencentes ao mesmo mercado econômico, da menos integrada à mais integrada. Esta é a definição de *grau* de integração. Numa fase final, que é o foco principal desse artigo, são explorados os determinantes do grau de integração.

Maiores graus de integração de mercado podem ter importantes implicações para o desenvolvimento econômico. O processo de crescimento do grau de integração em mercados isolados, ou de localidades que são apenas fracamente integradas num mercado nacional, pode trazer benefícios significativos para os residentes locais. Ao permitir aumentos na especialização e no comércio, ele pode trazer aumentos nas rendas dos produtores, e, ao reduzir a variabilidade dos preços dos bens que antes eram não-comercializáveis, ele pode aumentar o bem-estar de consumidores avessos ao risco. À medida que o rápido ajustamento e o bom funcionamento dos mercados microeconômicos são importantes ingredientes para o crescimento macroeconômico, maior integração de mercado pode também trazer benefícios mais amplos. Assim, é pertinente inquirir quais as condições necessárias para aumentar o grau de integração. Algumas dessas condições podem estar relacionadas aos investimentos públicos em capitais físicos e humanos, como estradas ou escolas, tornando a maior integração de mercado numa das externalidades associadas ao seu oferecimento.

Para este fim, fornece-se uma taxinomia dos determinantes do grau de integração. Contrastando com os artigos de Goletti (1993), Goletti e Christina-Tsigas (1995) e Goletti, Ahmed e Farid (1995), que privilegiam os determinantes físicos de integração de mercado (distância, infra-estrutura e produção), fornece-se um modelo mais geral relacionado aos custos de transações. A hipótese principal aqui defendida é que quanto menores os custos de transações que separam as localidades, maior é o grau de integração. Assim, da mesma forma que maiores custos de transações nas áreas rurais de países em desenvolvimento criam imperfeições nos mercados de crédito, seguro, trabalho ou terra [Hoff, Braverman e Stiglitz (1993)], procurou-se aqui investigar esses efeitos num contexto espacial de mercado de produto.

Existem vários fatores que podem reduzir os custos de transações e aumentar o grau de integração. Estes devem ser diferenciados de acordo com seu impacto nos custos de transações que afetam os fluxos de comércio contra aqueles que influenciam os fluxos de informação. Em adição ao capital físico, características de mercado, e políticas, argumenta-se que o capital humano tem um papel importante.

Apesar de este ponto não ter sido abordado na literatura de integração de mercado, ele é uma extensão natural da pesquisa em outras áreas sobre a importância do capital humano. Na literatura sobre produtividade agrícola, por exemplo, o capital humano tem mostrado aumentar a produtividade, a probabilidade de adoção de tecnologia e a lucratividade de novas tecnologias adotadas [Lockheed, Jamison e Lau(1980)]. De forma similar, na literatura sobre crescimento, o capital humano é tratado não apenas como insumo, mas também como uma importante fonte de retornos crescentes à escala [Bardhan (1995) e Barro e Sala-i-Martin (1995)]. Com relação à integração de mercado, maiores níveis de capital humano devem aumentar a produtividade de atividades relacionadas à comercialização de bens, e deve aumentar a velocidade e precisão dos fluxos de informações dentro do mercado. Ambos os efeitos servem para reduzir os custos de transações.

Na Seção 2 apresenta-se a metodologia utilizada para estimar a variável dependente, o grau de integração de mercado. Em seguida, faz-se uma breve revisão da construção dos componentes principais, que serão aplicados às variáveis explicativas. Na medida do possível, incorpora-se uma grande quantidade de variáveis para capturar os múltiplos determinantes do grau de integração. Reconhece-se que algumas dessas variáveis são aproximações, muitas altamente correlacionadas, e todas estão sujeitas a erros de mensuração. Adota-se um método de componentes principais para contornar substanciais multicolinearidades, como em Adelman e Morris (1995), e ainda para atenuar os problemas de erros de mensuração. A utilização de componentes principais permite uma descrição mais ampla das inter-relações entre os fatores associados com a maior integração de mercado, mas com perda de precisão sobre a contribuição específica de cada variável individualmente. Na Seção 3 apresenta-se a taxinomia dos determinantes do grau de integração. Aplica-se a metodologia ao mercado brasileiro de arroz na Seção 4. Na Seção 5 têm-se as conclusões.

## **2 METODOLOGIA PARA CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS DEPENDENTE E INDEPENDENTE**

### **2.1 A Variável Dependente: Perfis de Persistência e o Grau de Integração**

São resumidas aqui as partes relevantes da metodologia utilizada em González-Rivera e Helfand (2001) e Capítulo 3 deste volume, para analisar a integração de mercado. Eles enfocaram as limitações de um método bivariado para estudar a integração de mercado, e foi proposta uma medida de grau de integração. Utiliza-se essa medida aqui como a variável dependente na análise dos determinantes do grau de integração. Primeiro, deve-se identificar a extensão do mercado.

A definição da extensão do mercado baseia-se em duas dimensões relacionadas: comércio e informação. Para um mercado ser chamado de integrado, requer-se que o conjunto de localidades participe tanto com a mesma mercadoria como a mesma informação de longo prazo. Formalmente, um mercado com  $n$  localidades geograficamente distintas será considerado integrado se satisfizer as duas condições seguintes:

1) Deve haver fluxos físicos de mercadorias ligando todas as  $n$  localidades, direta ou indiretamente.

2) As  $n$  localidades devem possuir um vetor correspondente de preços  $P_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$ , que pode ser decomposto da forma  $p_{it} = a_i f_t + \tilde{p}_{it}$ ,  $i = 1 \dots n$ , e  $a_i \neq 0$ , em que  $f_t$  é o fator de integração que caracteriza o componente permanente (de longo prazo) do preço, e  $\tilde{p}_{it}$  é o componente transitório (de curto prazo) de cada localidade.

Os elementos básicos desta definição são a existência de comércio e que  $f_t$  é comum a todas as séries de preços. Esta definição fornece um modelo operacional para buscar os limites geográficos de um mercado integrado. Primeiro, identifica-se um conjunto de localidades que é conectado, direta ou indiretamente, por comércio contínuo unidirecional. Segundo, buscam-se as localidades que compartilham a mesma informação de longo prazo. No modelo de co-integração, esta condição equivale a requerer a existência de um e apenas um fator integrador que é comum a todas as séries de preços. Uma vez que os vetores de co-integração e os fatores de integração estão intimamente relacionados, a existência de *um e apenas um* fator integrador para todos os preços implica que *a)* os preços devem ser co-integrados, e que *b)* deve haver  $n - 1$  vetores de co-integração. A condição (2) desta definição é a representação do fator comum de um sistema de preços multivariado co-integrado com  $n - 1$  vetores de co-integração. Buscar por apenas um fator comum equivale a buscar por  $n - 1$  vetores de co-integração. Este é um ponto-chave para esta metodologia. Neste método, o *mercado econômico* não é dado *a priori* por um conjunto de localidades onde um bem é produzido e/ou consumido. Também não é suficiente a existência de preços co-integrados para encontrar o mercado. É necessário encontrar um único fator comum por meio de uma busca multivariada.

A busca pelo maior conjunto de localidades que compartilham de  $n - 1$  vetores de co-integração é conduzida num método multivariado: o VAR de ordem reduzida proposto por Johansen (1988 e 1991). De acordo com o teorema de

representação de Granger, um sistema co-integrado pode ser escrito como um modelo de vetor de correção de erros (VCE):

$$\Delta P_t = \mu + \Pi P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta P_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\Gamma_i$  e  $\Pi$  são matrizes  $n \times n$  e, se existirem  $n - 1$  vetores de co-integração,  $\Pi$  tem uma ordem reduzida  $n - 1$ . A matriz  $\Pi$  pode ser escrita como  $\Pi = \alpha\beta'$ , em que  $\alpha$  é uma matriz  $n \times (n - 1)$  de coeficientes e  $\beta$  é uma matriz  $n \times (n - 1)$  de vetores de co-integração. Utilizando esta expressão para  $\Pi$ , tem-se  $\Pi P_{t-1} = \alpha\beta' P_{t-1} = \alpha Z_{t-1}$ . O termo de correção de erros, também conhecido como desequilíbrio de curto prazo, é  $Z_{t-1} = \beta' P_{t-1}$ , e  $\alpha$  é a matriz dos coeficientes de ajustamento. Os elementos da matriz  $\beta$  cancelam as raízes unitárias comuns em  $P_t$  e, no longo prazo, conectam os movimentos dos elementos de  $P_t$ .

O teste de Johansen para o número de vetores de co-integração tem por foco o teste da ordem de  $\Pi$ . Para determinar as localidades pertencentes ao mesmo mercado, recomenda-se começar com o conjunto máximo de localidades,  $n$ , e testar para  $n - 1$  vetores de co-integração. Isto é feito por meio do teste razão de verossimilhança de Johansen, com base na estatística traço. Se o número de vetores de co-integração é menor que  $n - 1$ , então devem-se identificar as localidades que serão removidas do sistema. Para isso, implementa-se um procedimento seqüencial. Inicia-se com um núcleo de  $m$  localidades ( $m < n$ ) e testa-se para o número de vetores de co-integração. Se o número for  $m - 1$ , adiciona-se uma localidade adicional. Com  $m + 1$  localidades, a nova localidade compartilhará, ou não, uma tendência comum às  $m$  localidades prévias. Caso compartilhe, devem-se encontrar  $m$  vetores de co-integração, enquanto, em caso contrário, deve-se continuar encontrando  $m - 1$  e, portanto, adicionando uma segunda tendência comum às  $m + 1$  localidades. Se for encontrada uma só tendência comum, repete-se o procedimento adicionando-se localidades, uma de cada vez. Caso contrário, exclui-se a localidade que adicionou uma segunda tendência e repete-se o procedimento até o número de localidades ser exaurido.

Quando a extensão do mercado for encontrada, entra-se no segundo estágio da análise, que consiste em determinar o grau de integração de cada localidade. Define-se o grau de integração entre localidades pertencentes ao mesmo mercado como o tempo de reação para remover o desequilíbrio. As funções de resposta ao impulso são as medidas do tempo de reação comumente utilizadas na literatura. Uma limitação importante dessas funções é que não são unicamente identificáveis quando os choques no sistema estão correlacionados. Propõe-se uma medida diferente chamada *perfil de persistência* [Pesaran e Shin (1996)] que é unicamente

identificável. Um perfil de persistência caracteriza a resposta de uma relação de co-integração  $Z_t = \beta' P_t$  para um choque no sistema como um todo, e não individualmente.

Com  $n - 1$  vetores de co-integração, o equilíbrio entre os preços no longo prazo pode ser escrito como:

$$p_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} p_{it} + z_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n - 1 \quad (2)$$

em que  $z_{it}$  é o desequilíbrio de curto prazo da  $i$ -ésima relação de co-integração, de natureza transitória, e  $(1, -\beta_{1i})$  é o vetor de co-integração. No equilíbrio, espera-se que  $z_{it} = 0$ . Um choque em qualquer variável, ou conjunto de variáveis, produz um desequilíbrio de curto prazo  $|z_{it}| > 0$ . Sendo  $z_{it}$  estacionário, o efeito de um choque será transitório e a relação de equilíbrio de longo prazo poderá ser restaurada.

Um perfil de persistência mede o tempo de reação de cada relação de equilíbrio de longo prazo para absorver um choque no sistema como um todo, em que a resposta é medida em unidades de variância. No tempo  $t$ , a matriz de variância-covariância do choque  $\varepsilon_t$  é  $\Omega$ . Estuda-se a propagação da variância do choque no tempo  $(t + 1, t + 2 \dots)$ , condicionada à informação até o tempo  $t - 1$ . Assim, com um choque inicial na economia no tempo  $t$ , e considerando a informação até o tempo  $t - 1$ , o perfil de persistência focaliza na variância incremental do erro do desequilíbrio no tempo  $t + k$ , à medida que o horizonte de tempo aumenta em um período. Em sistemas estacionários, o choque poderá se extinguir. Isto implica que sua variância incremental se torna menor com o passar do tempo, e aproxima-se de 0 quando o tempo tende para o infinito. Pesaran e Shin (1996) definem o perfil de persistência (não escalonado) como:

$$H_z(k) = \text{var}(Z_{t+k} | \Psi_{t-1}) - \text{var}(Z_{t+k-1} | \Psi_{t-1}) \quad k = 0, 1, 2 \dots \quad (3)$$

em que  $\Psi_{t-1}$  é o conjunto de informações contendo informações até o período  $t - 1$ ,  $\text{var}(Z_{t+k} | \Psi_{t-1})$  é a variância de  $Z_{t+k}$  condicional ao conjunto de informações, e  $k$  é o horizonte de tempo.

A construção de perfis de persistência permite estabelecer uma ordenação consistente do grau de integração das localidades com base nos tempos de reação. A variável dependente na análise dos determinantes da integração de mercado é o perfil de persistência mediano para cada par de localidades. É definida como o número de períodos necessários para que aconteçam 50% dos ajustamentos rumo ao equilíbrio de longo prazo.



## 2.2 Resumindo as Variáveis Explicativas: Componentes Principais

Na Seção 3 descreve-se um conjunto de variáveis que podem potencialmente explicar o grau de integração. Na prática, essas variáveis estão altamente correlacionadas e, em conseqüência, a multicolinearidade seria um problema que impediria a descoberta dos fatores associados ao grau de integração. Por este motivo, são utilizados componentes principais como uma técnica multivariada que permite traduzir um grande conjunto de variáveis correlacionadas em um conjunto menor de variáveis não-correlacionadas que contêm quase o mesmo volume de informações que as variáveis originais [Jolliffe (1986)].

Um componente principal é definido como uma combinação linear das variáveis originais, tal que sua variância é maximizada sujeita a determinadas restrições. Formalmente, seja  $x$  um vetor de  $p$  variáveis cuja matriz de variância-covariância é  $\Sigma$ . O  $j$ -ésimo componente principal de  $\Sigma$  é definido como:

$$y_j = \sum_{i=1}^p \alpha_{ji} x_i = \alpha'_j x \quad j = 1, 2, \dots, p$$

em que o vetor  $\alpha_j$  é tal que a variância de  $y_j$ ,  $\text{var}(y_j) = \alpha'_j \Sigma \alpha_j$ , é maximizada, sujeita às seguintes restrições:

$$(i) \alpha'_j \alpha_j = 1, \quad (ii) \alpha'_j \alpha_k = 0 \quad k \neq j$$

A restrição (ii) impõe ortogonalidade entre os  $p$  componentes principais. Esta maximização condicionada envolve a solução dos *eigenvalues* e *eigenvectors* de  $\Sigma$ . Deve-se resolver

$$(\Sigma - \lambda_j I_p) \alpha_j = 0$$

em que  $\lambda_j$  é o *eigenvalue* de  $\Sigma$  e  $\alpha_j$  é o *eigenvector* correspondente. O valor máximo da variância é:

$$\text{var}(\alpha'_j x) = \alpha'_j \Sigma \alpha_j = \alpha'_j \alpha_j \lambda_j = \lambda_j$$

em que  $\lambda_j$  é o maior *eigenvalue* de  $\Sigma$  e  $\alpha_j$  o *eigenvector* correspondente.

Os componentes principais são ordenados de tal forma que o primeiro responderá pela maior variância, e o último componente principal responderá pela menor variância, ou seja,  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p$ . A soma das variâncias dos  $p$  componentes principais é igual à soma das variâncias das variáveis originais. Os componentes principais também podem ser calculados a partir da matriz de correlações das

variáveis  $x$ . Recomenda-se o uso da matriz de correlações quando as variáveis originais tiverem variâncias muito diferentes. De outra forma, as variáveis com maior variância tenderão a ser dominantes nos componentes principais iniciais. Na aplicação empírica, a matriz de correlações é utilizada para calcular os componentes principais. Neste caso,  $\sum_{j=1} \lambda_j = p$ .

Na análise dos componentes principais, é útil conhecer a correlação de cada variável original com cada componente principal. Uma alta correlação de uma variável com um componente principal, em particular, dá uma interpretação compreensível daquele componente. As correlações das variáveis com o  $j$ -ésimo componente principal são chamadas de *loadings*, que são calculadas como  $\sqrt{\lambda_j} \alpha_j$ . Pode-se ver que o *eigenvector*  $\alpha_j$  e as *loadings* contêm as mesmas informações. Na seção seguinte são apresentadas as *loadings*.

### 3 DETERMINANTES DO GRAU DE INTEGRAÇÃO: MODELO CONCEITUAL

Existem vários fatores que podem aumentar a integração espacial de um mercado. De modo geral, esses fatores atuam reduzindo o custo de transação (CT) que afeta o fluxo de bens e informações entre as localidades. No contexto espacial, os CTs captam a distância econômica entre as localidades. Eles tendem a crescer com a distância física, o tempo requerido para transferir bens e informações e outros fatores que impedem os fluxos entre as localidades.<sup>1</sup> Maiores CTs aumentam a probabilidade de os mercados de produtos serem segmentados, uma vez que é mais provável que a região possuirá suas próprias ofertas e demandas locais interceptando dentro da banda de preços gerada pelos CTs. Mesmo que uma região seja integrada com o resto do mercado, o fato de ser mais oneroso transferir bens e informações para (ou desta) localidade implica que os ajustamentos aos choques de oferta e demanda provavelmente levarão mais tempo. Em consequência, a hipótese principal deste trabalho é que quanto menores os custos de transações, maior o grau de integração.

A discussão sobre como obter uma medida completa e precisa dos CTs associados aos fluxos de bens e informações não é de forma alguma trivial.<sup>2</sup> Os CTs

1. A relação entre os CTs e o tempo poderia ser revertida no caso de um produto que é transportado por mais de um meio, como rodoviário e aéreo. Neste caso, maiores CTs podem refletir os custos da maior velocidade. Com a maioria dos produtos agrícolas, este não parece ser um problema sério. No setor agrícola brasileiro, por exemplo, quase todo o comércio interestadual é realizado por meio rodoviário.

2. Para uma discussão geral dos CTs e o desenvolvimento econômico, ver Lin e Nugent (1995); para uma discussão dos custos de transações no contexto de mercados agrícolas, Barrett (1999); e para uma visão dos custos de transferência no Brasil no princípio da década de 1980, ver Companhia de Financiamento da Produção (1983).

devem ser concebidos de forma ampla ao incluir comissões relacionadas com a procura e transferência do produto, custos legais e outros custos originados da negociação e imposição contratual, custos financeiros, taxas, custos de transporte e o custo de oportunidade do tempo alocado na procura por informações. A seguir, discutem-se formas como os CTs da movimentação de bens e informações entre localidades podem ser influenciados pelo: *a)* capital físico; *b)* capital humano; *c)* oferta, demanda e comércio; *d)* políticas; e *e)* outros fatores. Quando apropriado, identifica-se como essas variáveis afetam os níveis do mercado de forma diferenciada, seja no nível da fazenda, local, ou inter-regional.

### 3.1 Capital Físico

A distância aumenta os CTs associados com o fluxo de bens, e, em menor extensão, com o de informações. Aumentar a quantidade das diferentes formas de capital físico é provavelmente o meio mais direto de reduzir esses custos. A Tabela 1 fornece exemplos de vários dos mais importantes tipos de capital que podem facilitar ambos os tipos de fluxos. Uma vez que a comercialização de produtos agrícolas começa na fazenda, infra-estruturas que facilitem o acesso e o carregamento de bens na fazenda fornecerão o primeiro bloco de formação do sistema. Muitos produtos agrícolas são armazenados fora da fazenda, em áreas rurais, e, assim, infra-estrutura de estradas locais, armazéns e comercialização são também componentes importantes do capital físico que permitem o fluxo de bens. Finalmente, a quantidade e a qualidade da infra-estrutura que conecta uma região a outra — geralmente auto-estradas — são também componentes importantes do sistema. Pelo fato de vários tipos de capital físico, como estradas, serem oferecidos pelos governos locais, estaduais e federal, existe um papel importante da política, que será analisado mais adiante.

O capital físico é também essencial para reduzir os custos e aumentar a velocidade dos fluxos de informação. Enquanto a informação nas áreas rurais dos países em desenvolvimento circula verbalmente e por canais informais, a importância das rádios, televisões e telefones é cada vez maior. Em parte devido às altas taxas de analfabetismo, os programas de rádio e televisão rurais são dois dos mecanismos mais importantes utilizados pelos produtores para obter informação sobre os mercados agrícolas. Os telefones, em contraste, são bem menos comuns entre as famílias rurais, mas são essenciais para que os comerciantes localizados em áreas rurais coordenem os fluxos de bens e compartilhem informações com outros comerciantes localizados em outras regiões. Novamente, existem investimentos substanciais em infra-estrutura, relacionados à eletricidade e à telefonia, que podem criar uma abertura para as políticas públicas.

TABELA 1  
**DETERMINANTES DO GRAU DE INTEGRAÇÃO DE MERCADO**

Tipo	Exemplos/comentários
Fluxos comerciais	
1a. Capital físico	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Produtor: infra-estrutura que facilita o acesso aos produtos</li> <li>• Local: infra-estrutura de estradas, armazéns e comercialização</li> <li>• Inter-regional: quantidade e qualidade das rodovias</li> </ul>
1b. Capital humano	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Pode aumentar a produtividade das atividades de comercialização nos níveis da propriedade, do local e inter-regional</li> </ul>
1c. Oferta, demanda e comércio	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Tamanho relativo ou abertura das localidades de comércio</li> <li>• Choques de oferta (pequenos <i>versus</i> grandes)</li> </ul>
1d. Políticas públicas	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Investimentos em capital físico e capital humano</li> <li>• Impostos que impedem os fluxos</li> <li>• Crédito para comercialização pode facilitar os fluxos inter-regionais</li> <li>• Heterogeneidade das políticas como preços de garantia pode impedir fluxos</li> <li>• Incerteza e/ou volatilidade das políticas como aquisições/vendas de estoques podem impedir os fluxos inter-regionais</li> </ul>
1e. Outro	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Estrutura e competitividade do setor de comercialização</li> <li>• Choques como enchentes ou secas</li> <li>• Capital social: confiabilidade pode reduzir custos de transações com monitoramento e imposição</li> </ul>
Fluxos de informação	
2a. Capital físico	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Rádios, televisões, telefones, computadores</li> </ul>
2b. Capital humano	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Aumenta a habilidade para processar as informações de forma precisa e eficiente</li> </ul>
2c. Oferta, demanda e comércio	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Tamanho relativo ou abertura das localidades de comércio</li> <li>• Ligações diretas <i>versus</i> Indiretas</li> </ul>
2d. Políticas públicas	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Investimentos em capital físico e capital humano</li> <li>• Direto: extensão agrícola</li> <li>• Alvo: programas rurais de rádio e televisão</li> <li>• Impessoais: estimular mercados de <i>commodities</i> e futuros</li> </ul>
2e. Outro	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Estrutura e competitividade do setor de comercialização</li> <li>• Capital social: organizações formais e informais, assim como as redes de indivíduos, podem facilitar o fluxo de informações e reduzir os custos de transações</li> </ul>

### 3.2 Capital Humano

O capital humano tem exercido um papel proeminente em vários campos da economia. Os investimentos público e privado em educação (utilizados como aproximação para o capital humano) são normalmente estimados com retornos bastante elevados [Psacharopoulos (1994)], estratégias de desenvolvimento intensivas em capital humano têm mostrado estar associadas a resultados de desenvolvimento mais equitativo [Griffin (1989)], e o capital humano é visto como contribuindo para o crescimento de longo prazo, tanto pelo fato de ser um insumo como também uma fonte potencial de retornos crescentes à escala [Bardhan (1995) e Barro e Sala-i-Martin (1995)]. Nesta seção, debate-se que um forte argumento pode ser feito para estender a literatura sobre capital humano no tópico de integração de mercado.

Nos setores agrícolas dos países desenvolvidos e em desenvolvimento, os níveis de educação têm sido fortemente associados com maiores níveis de produtividade e com maior velocidade na adoção de novas tecnologias. Numa pesquisa sobre estudos avaliando 37 bases de dados em nível de firma, com 13 países, por exemplo, Lockheed, Jamison e Lau (1980) concluíram que a educação tem um efeito positivo na produtividade dos produtores agrícolas em 31 dos 37 casos. Os autores também se referem a numerosos estudos utilizando dados agregados em nível de país ou de estado, obtendo conclusões semelhantes.

A relação entre a educação e a produtividade agrícola é complexa. Formas alternativas de educação (formal, não-formal e informal) são vistas como influenciando a produtividade diretamente por meio de um efeito “trabalhador”, e indiretamente por meio de um efeito “alocativo”.<sup>3</sup> Componentes importantes do efeito alocativo são a habilidade em absorver novas informações e adotar novas tecnologias. Níveis de educação mais elevados não apenas aumentam a probabilidade de adotar novas tecnologias como também são necessários para o sucesso das tecnologias recém-adotadas. Os efeitos positivos da educação do produtor rural na produtividade não estariam limitados apenas à agricultura, mas também se propagam para outras atividades em que estão envolvidos.

Com base num consenso geral na literatura em razão dos efeitos positivos do capital humano sobre a produtividade e a habilidade de processar a informação, deduz-se que níveis mais elevados de capital humano deveriam contribuir para aumentar a produtividade dos agentes responsáveis pelos fluxos de bens, e para

3. Estes termos vêm de Welch (1970). A discussão é desenvolvida a partir de Cotlear (1990). A educação formal consiste principalmente em escolaridade, a educação informal inclui atividades como estágios e contatos com extensionistas, e a educação não-formal — auto-aprendizado ou aprendizado por experiências — envolve uma grande variedade de formas pelas quais os indivíduos aprendem, com a experiência direta e a exposição indireta.

aumentar a precisão e a velocidade dos fluxos de informações no espaço. Ambos os efeitos deveriam reduzir os CTs. Uma vez que os produtores rurais estão envolvidos nas fases iniciais da comercialização, então níveis maiores de capital humano nas propriedades rurais deveriam estar associados com níveis maiores tanto de produtividade agrícola como de produtividade na comercialização. Já que o fluxo de bens é coordenado pelos intermediários, cooperativas, ou diretamente pela indústria, então as diferenças em capital humano entre estes grupos deveriam gerar diferentes níveis de produtividade na comercialização de produtos agrícolas.

### 3.3 Comércio, Oferta e Demanda

Existe um número de fatores relacionados a oferta, demanda e comércio que pode influenciar o grau de integração. Será feita aqui uma breve discussão sobre vários destes. Primeiro, um grande volume de comércio inter-regional deveria levar a um maior grau de integração, pois ele contribui reduzindo os CTs. O trabalho de Barros e Martines Filho (1990) sobre margens de comercialização dos produtos agrícolas no Brasil, por exemplo, demonstra que os custos unitários de transporte (\$/t/km) são uma função inversa do volume. Existem descontos quantitativos devido a fatores como o uso de caminhões maiores, menores custos unitários de carga e descarga de grandes quantidades e custos logísticos reduzidos.<sup>4</sup> Segundo, a magnitude da oferta e demanda em um estado poderia também contribuir para a redução dos CTs pelas mesmas razões que isso ocorre em comércios inter-regionais. Terceiro, Goletti, Ahmed e Farid (1995) fazem a hipótese de que pares de importadores e exportadores deveriam ser mais integrados do que os pares de localidades com o mesmo *status* comercial. Conquanto seja verdadeiro que pares não-similares deveriam ter maior propensão para comércio, o comércio não é sinônimo do grau de integração. Um trabalho prévio dos autores deste estudo sobre o mercado brasileiro de arroz revelou uma considerável interdependência entre os grupos de localidades exportadoras e os grupos de localidades importadoras. Portanto, é possível que a proximidade, ou o volume de comércio, importe mais que o *status* comercial para o fluxo de informações e o ajustamento de preços. Este é um tópico que deve ser explorado de maneira empírica.

### 3.4 Políticas Públicas

A Tabela 1 lista várias das políticas que podem influenciar o grau de integração. A importância relativa das políticas públicas deveria variar consideravelmente entre produtos e países. Uma vez que muitos dos tipos de capital físico e humano abor-

4. Os autores também mostram que o custo unitário diminui com a distância, principalmente porque o custo de carga e descarga de caminhões é um custo fixo que fica diluído com o aumento da distância.

dados contêm elementos de bens públicos, algumas vezes com fortes externalidades positivas, investimentos públicos nestes são um componente importante de uma estratégia para aumentar o fluxo de bens e informações no espaço. Esses investimentos contribuem para aumentar a integração de mercado, e isto deveria ser visto como parte do processo de desenvolvimento econômico.

Em termos de fluxo de bens, a política tributária que discrimina contra o comércio inter-regional, como os impostos estaduais sobre circulação de mercadorias no Brasil, que são maiores para os produtos de fora do estado, pode reduzir o grau de integração. O fornecimento de crédito para a comercialização de produtos agrícolas, ao contrário, pode oferecer liquidez que contribui para os fluxos inter-regionais. Goletti, Ahmed e Farid (1995) usaram a hipótese de que a volatilidade e a imprevisibilidade das políticas de estoque públicos contribuam para a redução da integração de mercado em Bangladesh. Existem evidências de reclamações similares na literatura brasileira, preocupada com os desincentivos à produção e armazenamento criados pelas políticas agrícolas imprevisíveis [Lopes (1979)]. Entretanto, muitas dessas políticas são nacionais na forma, e não está claro como afetariam diferentemente certas regiões. Políticas que variam entre as regiões, como a predominância de armazenamento público em uma região e o armazenamento privado em outra, são mais propensas a ter efeitos diferenciados no grau de integração entre as localidades.

Em relação ao fluxo de informação, agentes extensionistas normalmente são fontes importantes de informação de mercado para os produtores agrícolas. Entretanto, agentes extensionistas são dispendiosos, e seu foco principal está relacionado com o fluxo de informação técnica. Governos que desejem disseminar a informação de mercado em zonas rurais podem fazê-la de modo muito mais efetivo em termos de custo, por meio dos programas diários de rádio e televisão. Governos podem também estimular o desenvolvimento de mercados futuros e de *commodities* como um mecanismo para oferecer informação, liquidez e segurança aos participantes do mercado. O governo brasileiro hoje tem utilizado este método. É possível que os mercados futuros ganhem importância para os comerciantes e grandes produtores rurais. Eles podem ser, no entanto, inacessíveis e muito complicados para a grande parte dos produtores agrícolas na maioria dos países em desenvolvimento.

### 3.5 Outros Fatores

A estrutura e a competitividade do setor de comercialização são fatores adicionais que provavelmente influenciam o grau de integração. Atividades de comercialização inter-regionais, por exemplo, podem acontecer por meio de comerciantes, cooperativas, indústria ou do governo. Enquanto não está claro qual desses atingiria

menores custos de comércio e informações, as diferenças regionais predominantes em um ou em outro agente poderiam reduzir o grau de integração. Similarmente, não é óbvio qual seria o efeito de uma ausência de competição sobre o grau de integração. De um lado, uma estrutura de comercialização mais concentrada poderia atingir certas economias de escala no comércio e na informação que levaria a menores custos. De outro lado, mercados menos competitivos poderiam restringir os fluxos para aumentar os preços e os lucros. Goodwin e Schroeder (1991) examinaram esta questão no contexto dos mercados regionais de bovinos dos Estados Unidos na década de 1980. Eles encontraram que maiores co-integrações desses mercados coincidiram com uma concentração crescente da indústria de abate de bovinos. Necessita-se de maior pesquisa empírica sobre esses assuntos.

Um último fator que deve ser explorado é o capital social. Existe uma literatura crescente sobre a importância do capital social para o desenvolvimento econômico.<sup>5</sup> O capital social está relacionado com a confiança e as redes que permitem que as pessoas cooperem. Algumas vezes é visto como um fator de produção (como o capital humano ou o físico), e algumas vezes como um fator que reduz custos de transações dos fluxos de informações, monitoramento e imposição legal. Medido com uma variedade de aproximações, tem sido mostrado que tem um efeito positivo na taxa de crescimento da renda *per capita* municipal nos Estados Unidos [Rupasingha, Goetz e Freshwater (2000)], que tem um efeito positivo nas rendas familiares rurais em vilas da Tanzânia [Narayan e Pritchett (1999)], e que tem um efeito positivo na produtividade e nos fluxos de informação técnica dos empreendedores do setor manufatureiro de Gana [Barr (2000)]. À medida que o capital social na forma de redes pode aumentar os fluxos de informações e produtividade, ou na forma de confiabilidade pode reduzir os custos de transações e facilitar os fluxos comerciais, então ele é relevante para estudar o grau de integração de mercado.

#### **4 OS DETERMINANTES DA INTEGRAÇÃO ESPACIAL NO MERCADO DE ARROZ BRASILEIRO**

##### **4.1 Descrição das Variáveis Dependente e Independente**

Em González-Rivera e Helfand (2001), também Capítulo 3 deste volume, parte da metodologia descrita na Seção 2 foi aplicada para preços mensais de arroz em 19 estados do Brasil, para o período 1970:1-1997:8. Para evitar duplicação, foram resumidos os principais resultados desse estudo. Em relação à extensão do mercado, concluiu-se que 15 dos 19 estados pertenciam ao mesmo mercado econômico de

5. Para revisões interessantes dessa literatura, ver Woolcock e Narayan (2000), Paldam (2000) e Paldam e Svendsen (2000).

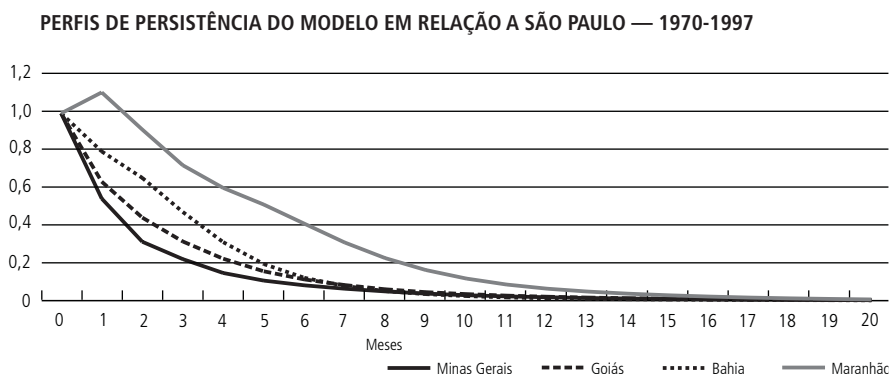


arroz. Em seguida, analisou-se o padrão de interdependência entre as localidades como revelado por meio de um modelo multivariado de vetor de correção de erros. Finalmente, ofereceu-se uma análise do grau de integração de 14 estados em relação a São Paulo.

Para caracterizar completamente o grau de integração entre todos os 105 pares de estados no mercado, iniciou-se a análise empírica para este artigo, estimando 15 vezes o modelo de vetor de correção de erros para o mercado. Em cada vez utilizou-se um estado diferente como a referência nos vetores de co-integração. Para cada rodada, foi possível estimar os perfis de persistência para o estado de referência em relação aos outros 14 estados. Ao final, estimaram-se 210 perfis de persistência, e apenas 105 deles eram únicos.

Os perfis capturam o tempo de reação estimado para o par de localidades absorver um choque no sistema como um todo e restaurar as relações de equilíbrio de longo prazo. No gráfico a seguir têm-se quatro perfis num horizonte de 20 meses. Os quatro perfis são para Minas Gerais, Goiás, Bahia e Maranhão, todos em relação a São Paulo. Os perfis mostram que um desequilíbrio entre Minas Gerais e São Paulo, por exemplo, é removido rapidamente, enquanto este não é o caso para Maranhão e São Paulo. Quando existe um choque no sistema como um todo que afeta o equilíbrio de longo prazo entre São Paulo e Minas Gerais, 45% dos ajustamentos acontecem no primeiro mês e cerca de 80% em três meses. Os desequilíbrios entre Goiás e São Paulo são removidos mais lentamente, com apenas 68% dos ajustamentos ocorrendo em três meses. Maranhão, no entanto, primeiro tem um *overshoot*, e após três meses 70% dos efeitos do choque ainda permanecem.

Enquanto os perfis capturam todo o caminho de ajustamento para um dado par de estados, é útil construir uma estatística para resumir a informação do gráfico. Para isso, calculou-se a persistência mediana, ou meia-vida, do efeito do choque



para cada par de estados. O perfil mediano mede o número de meses necessário para que aconteçam 50% dos ajustamentos. Esta informação é resumida na Tabela 2. Considerando todos os 105 pares, em média levam-se 2,45 meses para remover metade do efeito de um choque às relações de equilíbrio de preços no mercado brasileiro de arroz. Existe, entretanto, uma variação considerável. Mato Grosso e Goiás, dois estados exportadores do Centro-Oeste, foi o par com o menor perfil mediano (0,73 mês). Maranhão e Pernambuco — um exportador e um importador que estão localizados no Nordeste — foi o par com o maior perfil mediano (4,96). Minas Gerais teve perfis medianos inferiores a dois meses em relação a dez dos 14 estados restantes. Os perfis medianos para o Maranhão, ao contrário, foram maiores que quatro meses em nove casos. Estas diferenças serão analisadas adiante.

Na Tabela 2 também são fornecidas estatísticas descritivas para as 17 variáveis explicativas incluídas na análise. Com referência à Seção 2, foram incluídos dados estaduais relacionados ao capital físico, ao capital humano, e oferta, demanda e comércio. O estreitamento no foco de análise reflete, em parte, as dificuldades enfrentadas para encontrarem-se dados relevantes. Também reflete a visão de que estes são determinantes estruturais das diferenças espaciais no grau de integração, enquanto os outros fatores ou variam menos no espaço, ou foram relevantes apenas para subperíodos de nossa amostra. A política creditícia, por exemplo, foi um instrumento importante da metade da década de 1970 até a metade da de 1980, mas bem menos importante antes e depois deste período [Helfand (2001)]. De forma similar, a política de preços mínimos foi muito utilizada na década de 1980, mas bem menos nas de 1970 e 1990 [Helfand e Rezende (2001)]. Dado que os perfis refletem o comportamento médio de um período de 27 anos, procurou-se medir as variáveis explicativas de modo que fossem representativas do mesmo período. Muitas vezes, para isso, teve-se que obter uma média dos dados censitários de 1970, 1980 e 1991. As definições precisas e as fontes de dados estão listadas nas notas de rodapé da Tabela 2.

O primeiro grupo de variáveis da Tabela 2 está relacionado diretamente aos custos de movimentação de bens e informações entre os estados. A *distância linear* entre as capitais é uma aproximação para os custos de transporte interestaduais. Por se estar trabalhando com um nível de agregação relativamente elevado, com dados estaduais, esta variável conterà um erro de mensuração considerável. Isto é especialmente verdadeiro para os estados que estão mais próximos entre si, pois as distâncias dentro do estado poderão dominar as distâncias entre as capitais. Tentase reduzir a gravidade desse problema introduzindo uma variável *dummy* para os estados vizinhos. Ela reflete o fato de que as localidades com fronteira comum devem ter proximidades, tais que a distância linear média não capture. A próxima

TABELA 2  
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Variável	Unidades	Média	Mín.	Máx.	Correlação com perfil mediano
1. Perfil mediano	(meses)	2,45	0,73	4,96	---
2. Distância linear entre capitais	(km)	1.454	251	3.205	0,47
3. Custos de transporte	(R\$/km)	0,48	0,31	0,59	0,31
4. Rodovias federais (percentagem do total nacional)	(%)	5,01	0,56	15,92	-0,12
5. Densidade de rodovias federais	(km/100km <sup>2</sup> )	1,46	0,22	3,52	-0,16
6. Densidade de terminais telefônicos	(por 100)	4,86	1,33	10,47	-0,19
7. Densidade de chamadas telefônicas	(por pessoa)	14,26	5,81	22,69	-0,38
8. Valor da densidade de transporte	(índice)	0,87	0,03	1,89	-0,23
9. Produção de arroz (percentagem do total nacional)	(%)	6,25	0,17	30,65	0,09
10. População (percentagem do total nacional)	(%)	5,72	0,98	20,59	-0,07
11. Comércio de arroz (percentagem do total nacional)	(%)	6,34	0,32	24,57	0,07
12. Rendimento na produção de arroz	(mt/ha)	2,65	1,11	4,70	-0,23
13. Escolaridade rural	(anos)	5,68	4,03	7,44	-0,19
14. Densidade de analfabetismo	(%)	20,12	8,84	34,44	0,31
15. Analfabetismo (percentagem do total nacional)	(%)	5,28	0,67	12,98	0,08
16. PIB agrícola <i>per capita</i>	(índice)	1,23	0,38	3,35	-0,28
17. PIB agrícola (percentagem do total do estado)	(%)	18,78	1,63	33,94	0,21
18. PIB <i>per capita</i>	(índice)	0,89	0,29	2,00	-0,26

Notas: 1) Perfil mediano: número de meses requerido para remover 50% de um desequilíbrio nos preços de arroz.

2) Distância linear entre os municípios onde as capitais estão localizadas. Fonte: IBGE (1996).

3) Custos de transporte: média 1970-1995 em R\$ de dezembro de 1995. Fonte: FGV.

4) Rodovias federais em 1980: parcela do total nacional. Fonte: IBGE (vários anos).

5) Rodovias federais em 1980: densidade em cada estado. Fonte: IBGE (vários anos).

6) Terminais telefônicos: média 1970-1994/média da população. Fonte: IBGE (vários anos).

7) Densidade de chamadas telefônicas: chamadas entre cidades 1993-1995/população de 1991. Fonte: IBGE (1996).

8) Valor do transporte: renda das empresas de cargas em 1994/PIB estadual. Fonte: IBGE (1996).

9) Parcela da produção: média da produção de arroz em 1970-1995. Fonte: IBGE (vários anos).

10) Parcela da população: média de 1970, 1980 e 1991. Fonte: IBGE (vários anos).

11) Parcela de comércio: valor absoluto da média da parcela de comércio de arroz em 1970-1995. Estimativas dos autores.

12) Rendimento na produção de arroz: média de 1993 e 1994. Fonte: IBGE (1996).

13) Média dos anos de escolaridade nas áreas rurais para pessoas entre 18 e 49 anos de idade em 1990 e 1995. Fonte: IBGE (vários anos).

14) Taxas de analfabetismo: média estadual para 1970, 1980 e 1991. Idade de 10 anos ou mais. Fonte: IBGE (vários anos).

15) Analfabetismo: parcela do total nacional; média de 1970, 1980 e 1991. Idade de 10 anos ou mais. Fonte: IBGE (vários anos).

16) PIB agrícola *per capita*. Média dos índices de 1970, 1980 e 1991 em relação à média nacional. Fonte: IBGE (vários anos).

17) Parcela da agricultura no PIB de cada estado. Média de 1970, 1980 e 1991. Fonte: IBGE (vários anos).

18) PIB *per capita*: média dos índices de 1970, 1980 e 1991 em relação à média nacional. Fonte: IBGE (vários anos).

variável mede os *custos de transporte* médios, pagos pelos produtos agrícolas, em cada estado. Isto é, em parte, reflexo dos tipos de produtos que mais são transportados em cada estado, como bovinos *versus* café, mas também deveria oferecer uma indicação da qualidade da infra-estrutura em cada estado. *Rodovias federais*, que são em sua maior parte pavimentadas, devem capturar a qualidade da infra-estrutura interestadual. Para a infra-estrutura dentro do estado, a densidade de estradas (km de estradas/km<sup>2</sup> de área) é provavelmente uma medida de melhor qualidade que a extensão (km) de estradas. Para a infra-estrutura interestadual, isto não é claro. Estados maiores podem ser bem conectados a outras regiões com uma ou duas auto-estradas de boa qualidade, e no entanto ter uma densidade muito baixa. Por esse motivo, utiliza-se a parcela nacional das auto-estradas federais assim como a densidade em cada estado. Os *terminais telefônicos per capita*, assim como as *chamadas telefônicas* de longa distância *per capita*, são duas aproximações para o capital físico relacionado ao fluxo de informações entre os estados. Finalmente, incluiu-se um índice (relativo à média nacional) para o *valor do transporte* em cada estado. Este mede a receita das empresas de transporte rodoviário em relação ao PIB de cada estado. A idéia era capturar a densidade do setor de comercialização. Um setor de comercialização grande num dado estado, mesmo que não especificamente relacionado ao arroz, deveria estar associado a menores custos de transações.

Todas as correlações simples das variáveis neste primeiro grupo com os perfis medianos têm o sinal esperado. A última coluna da Tabela 2 mostra que a distância e os custos de transporte estão positivamente correlacionados com os perfis medianos, implicando ajustamentos mais demorados e um menor grau de integração. As auto-estradas, telefones e densidade de transporte tiveram correlações negativas, implicando que estão associados a um ajustamento mais rápido e um maior grau de integração.

O próximo grupo de variáveis na Tabela 2 está relacionado com a produção, o consumo, e o comércio de arroz. A *produção de arroz*, a *população* (como uma aproximação para o consumo de arroz) e o *comércio de arroz* foram todos medidos como uma parcela de seus respectivos totais nacionais. Elas devem capturar as reduções potenciais de custos, associadas à escala, no fluxo de bens e informações. Estas variáveis são ligeiramente correlacionadas com os perfis medianos.

O terceiro grupo de variáveis procura capturar o capital humano em níveis alternativos do mercado. *Rendimento na produção do arroz* reflete o nível médio da tecnologia de produção utilizada em cada estado. Com base no grande volume de pesquisas internacionais, demonstrando uma relação positiva intensa entre capital

humano e produtividade, espera-se que o rendimento na produção seja correlacionado com o nível de capital humano dos produtores rurais envolvidos na produção de arroz. Embora esta não seja uma medida ideal, é a única aproximação específica para arroz que os dados permitem fornecer. *Escolaridade rural* mede o número médio de anos de escola dos adultos nas áreas rurais, e a densidade e a parcela média de *analfabetos* mede a taxa e a quantidade de pessoas analfabetas em cada estado. Mais uma vez, todas as correlações estão com os sinais esperados, com a quantidade de analfabetos exibindo uma correlação bem mais fraca com os perfis medianos do que com as outras variáveis.

As três últimas variáveis na Tabela 2, *PIB agrícola per capita*, *PIB agrícola* como uma parcela do PIB em cada estado e o *PIB per capita* oferecem modos alternativos de mensurar o nível de desenvolvimento de cada estado. A intenção é capturar as diferenças residuais na quantidade e qualidade da infra-estrutura de comercialização em cada estado, que poderiam reduzir os custos de transações e aumentar o grau de integração. Como esperado, níveis mais elevados de renda *per capita*, e menores parcelas da agricultura no PIB estão correlacionados com maiores graus de integração.

Pelo fato de cada observação da variável dependente se referir ao relacionamento entre um par de estados, as variáveis explicativas devem ser definidas de forma similar. Assim sendo, na análise seguinte, para cada uma das 105 combinações de pares, foram somadas as variáveis explicativas aos estados correspondentes.

#### 4.2 Componentes Principais e sua Relação com o Grau de Integração

A parcela superior da Tabela 3 mostra os *loadings* nos dez primeiros componentes principais (CP) que foram construídos a partir das 17 variáveis explicativas. A proporção da variância no conjunto original de variáveis explicada por cada CP é mostrada ao final da tabela. A última linha da tabela mostra os coeficientes estimados da regressão dos perfis medianos nos CPs.

O primeiro componente principal (CP1) por si mesmo explica 36% da variância contida nas variáveis originais. O CP2 explica um adicional de 15%, e conjuntamente os cinco primeiros CPs explicam 85%. Se o objetivo era resumir apenas as 17 variáveis, em vez de explicar os perfis medianos, então seria adequado utilizar apenas os cinco primeiros CPs. Entretanto, pode existir um conjunto de variáveis responsável por uma fração pequena da variância nas 17 variáveis originais, mas que é um importante determinante do grau de integração. Decidiu-se então reter os dez primeiros CPs. Eles respondem, em conjunto, por 99% da variância das variáveis originais.

TABELA 3  
**DEZ PRIMEIROS COMPONENTES PRINCIPAIS (CP) E REGRESSÃO DOS PERFIS MEDIANOS NOS CPs**

	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5		
1. PIB <i>per capita</i>	0,94	0,17	0,00	-0,15	0,18		
2. Analfabetismo (densidade)	-0,94	0,21	0,12	0,04	0,09		
3. Escolaridade rural (anos)	0,91	-0,26	-0,11	0,15	0,02		
4. Terminais telefônicos (densidade)	0,83	0,26	0,09	-0,30	0,24		
5. PIB agrícola <i>per capita</i>	0,69	-0,44	0,30	-0,13	0,10		
6. Chamadas telefônicas de longa distância (densidade)	0,68	-0,47	0,12	-0,45	0,02		
7. Valor do transporte (densidade)	0,65	-0,06	-0,26	0,28	-0,39		
8. Analfabetismo (percentagem do total nacional)	-0,09	0,78	0,55	0,14	-0,09		
9. PIB agrícola (percentagem do total estadual)	-0,48	-0,78	0,29	0,13	-0,03		
10. População (percentagem do total nacional)	0,59	0,64	0,46	0,02	0,08		
11. Rendimento na produção de arroz (kg/ha)	0,30	0,12	-0,82	0,34	-0,08		
12. Rodovias federais (densidade)	0,14	0,40	-0,73	-0,01	-0,32		
13. Produção de arroz (percentagem do total nacional)	0,35	-0,31	0,11	0,84	0,06		
14. Comércio de arroz (percentagem do total nacional)	0,60 <sup>a</sup>	0,13	0,19	0,59 <sup>a</sup>	0,38		
15. Rodovias federais (percentagem do total nacional)	0,00	0,03	0,52	0,47	-0,61		
16. Custos de transporte	-0,37	0,13	-0,21	0,16	0,59		
17. Distância	-0,34	-0,06	-0,17	0,38	0,47		
Variância explicada pelo CP							
Proporção	0,36	0,15	0,14	0,12	0,09		
Cumulativa	0,36	0,51	0,65	0,77	0,85		
Regressão dos perfis medianos no CP							
$R^2$ ajustado = 0,49	Intercepto	Vizinhos	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5
Coefficiente	2,61***	-0,77***	-0,30***	0,05	0,14*	0,20**	0,31***

(continua)

(continuação)

	CP6	CP7	CP8	CP9	CP10
1. PIB <i>per capita</i>	0,01	-0,01	0,09	0,07	0,02
2. Analfabetismo (densidade)	-0,14	-0,1	-0,05	0,08	0,03
3. Escolaridade rural (anos)	0,01	0,07	-0,10	-0,17	0,08
4. Terminais telefônicos (densidade)	-0,03	-0,06	0,13	-0,13	0,13
5. PIB agrícola <i>per capita</i>	0,10	-0,13	0,13	0,41	0,01
6. Chamada telefônica de longa distância (densidade)	0,22	0,08	0,01	-0,08	-0,18
7. Valor do transporte (densidade)	0,30	-0,03	-0,41	0,03	0,06
8. Analfabetismo (percentagem do total nacional)	0,18	0,01	-0,10	0,11	0,00
9. PIB agrícola (percentagem do total estadual)	0,07	0,05	0,06	0,07	0,21
10. População (percentagem do total nacional)	0,06	-0,06	-0,06	0,01	0,08
11. Rendimento do arroz (kg/ha)	-0,13	-0,14	-0,03	0,24	-0,04
12. Rodovias federais (densidade)	0,15	0,13	0,37	-0,01	0,08
13. Produção de arroz (percentagem do total nacional)	-0,17	0,11	0,05	-0,08	0,00
14. Comércio de arroz (percentagem do total nacional)	-0,27	0,04	0,06	0,02	-0,07
15. Rodovias federais (percentagem do total nacional)	0,23	0,07	0,26	-0,03	-0,07
16. Custos de transporte	0,36	0,54	-0,03	0,09	0,00
17. Distância	0,45	-0,51	0,10	-0,12	-0,02
Variância explicada pelo CP					
Proporção	0,04	0,04	0,03	0,02	0,01
Cumulativa	0,90	0,94	0,96	0,98	0,99
Regressão dos perfis medianos no CP					
$R^2$ ajustado = 0,49	CP6	CP7	CP8	CP9	CP10
Coefficiente	0,06	-0,02	-0,06	-0,20**	0,36***

<sup>a</sup> Uma vez que as *loadings* não foram significativamente diferentes nos CPs 1 e 4, a escolha da localidade foi, de certa forma, arbitrária.

\*, \*\* e \*\*\* Estatisticamente significativos aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A análise dos CPs é simplificada, considerando-se alguns fatores. Primeiro, as *loadings* podem ser vistas como correlações. Segundo, identificando-se uma *loading* máxima em cada linha, pode-se determinar o CP com que uma variável está mais intimamente associada. Isto foi feito e estabeleceu-se uma fronteira ao redor das variáveis mais intimamente associadas com cada um dos cinco primeiros CPs. Foram estabelecidas fronteiras quebradas ao redor das variáveis mais intimamente associadas com os cinco CPs remanescentes. Terceiro, a magnitude relativa das *loadings* determina a importância relativa das variáveis em cada CP. Como prática geral, restringe-se a atenção às *loadings* que têm pelo menos metade do tamanho da maior *loading* em um CP.

O primeiro CP representa o nível de desenvolvimento. Em adição ao PIB *per capita* e ao PIB agrícola *per capita*, as variáveis mais importantes neste CP são os níveis de capital humano (expressos por baixas taxas de analfabetismo e altos níveis de escolaridade rural), altos níveis de capital físico relacionados com os fluxos de informações (a densidade de telefones e chamadas telefônicas de longa distância) e altas densidades de atividades de transporte. As *loadings* para três variáveis adicionais também são grandes, mas estão mais associadas a outros CPs. Portanto, maiores níveis de desenvolvimento estão também associados a pequenas parcelas da agricultura no PIB, populações grandes (que também é uma aproximação da demanda por arroz), e grandes volumes comercializados de arroz.

A última linha da tabela fornece os resultados da regressão linear dos perfis medianos nos 10 CPs. O  $R^2$  ajustado desta regressão é 0,49, mostrando que os determinantes explicam uma porção substancial das diferenças estaduais no grau de integração de mercado. O coeficiente no CP1 é negativo e significativo ao nível de 1% de confiança. Maiores níveis de desenvolvimento estão fortemente associados a menores perfis medianos e, portanto, maiores graus de integração. Pelo fato de este estudo dos determinantes ser de seção cruzada, prefere-se falar de “associação” em vez de “causalidade”. Aumentar o grau de integração espacial de mercado é um componente importante no processo de desenvolvimento. Em alguns casos, a integração de mercado deve liderar outras dimensões do desenvolvimento econômico, e em outros ela pode ser consequência.

Devido ao nível de desenvolvimento estar altamente correlacionado com o grau de integração, seria ainda mais significativo se fosse possível mostrar que isso era verdadeiro após controlar os fatores mais comumente pensados como determinantes da integração de mercado — distância e custos de transporte. Estas são as variáveis que estão mais associadas com o CP5. O coeficiente da regressão no CP5 é positivo e significativo ao nível de 1% de confiança, mostrando que um



aumento neste CP está associado a ajustamentos mais demorados e a um menor grau de integração. Portanto, como esperado, distâncias maiores, maiores custos de transporte e menos rodovias estão associados a ajustamentos mais lentos. E menores densidades de rodovias e de atividades de transporte também possuem *loadings* relativamente elevadas neste CP.

O segundo componente principal pode ser identificado com estados grandes que também são consumidores de arroz. Eles são caracterizados por uma população elevada, um grande número de pessoas com baixos níveis de capital humano (analfabetismo) e pequenas parcelas da agricultura no PIB. Em menor extensão, este CP também reflete baixa renda agrícola *per capita* e baixos níveis de infraestrutura de comunicações. Este CP não possui uma relação estatisticamente significativa com o grau de integração.

O terceiro componente principal tem três tipos de variáveis. A mais importante é o nível de produtividade na produção de arroz (utilizada como aproximação para o capital humano). Esta é seguida por um contraste entre a densidade de rodovias e o nível. Finalmente, o CP está associado com grandes populações apresentando um elevado número de analfabetos. O coeficiente deste CP é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 10% de confiança. Portanto, em adição ao CP1, isto fornece maior embasamento à idéia de que o capital humano importa para o grau de integração. Aumentos no nível de capital humano na produção e reduções na quantidade de analfabetos poderiam contribuir para aumentos no grau de integração.

O CP4 apresenta uma interpretação muito clara. Está relacionado com os estados grandes produtores, que também estão engajados em substancial quantidade de comércio. Secundariamente, esses estados são caracterizados por baixos níveis de infra-estrutura de comunicação, grandes distâncias de outros estados e, talvez por este motivo, grandes parcelas (mas não densidades) de rodovias federais. O CP4 tem uma relação positiva e significativa estatisticamente com o grau de integração. Contrariando a hipótese apresentada, maiores volumes de produção e comércio estão associados a menores graus de integração.

As *loadings* mais importantes nos CP6, CP7 e CP8 estão relacionadas com as variáveis distância, custos de transporte, auto-estradas e ao valor de transporte. Isto repete muito do que já foi detectado do CP1 ao CP5, e nenhum destes CPs foi estatisticamente significativo. Os dois últimos CPs são estatisticamente significativos e embasam a idéia de que os estados com setores agrícolas mais ricos e com maiores níveis de capital humano na produção são mais integrados (CP9), e os estados com maior parcela da agricultura no PIB são menos integrados (CP10).

## 5 CONCLUSÕES

Procurou-se aqui sugerir uma mudança no foco da literatura sobre integração de mercado. A pesquisa nesta área deveria mover para além da determinação de quais localidades pertencem a um mercado econômico unificado e a estimação da rapidez na transmissão dos choques aos preços e ajustamentos entre essas localidades. Estes são passos importantes, porém há muito mais a ser feito. Se existir, como parece ser o caso, um consenso de que a integração de mercado está associada a resultados desejáveis de desenvolvimento, então o desafio é identificar quais fatores contribuem para maior integração. Propõe-se um modelo conceitual para analisar esses fatores, e explorou-se sua importância no contexto do mercado brasileiro de arroz.

Duas lições principais podem ser tiradas. A primeira está relacionada aos múltiplos determinantes do grau de integração, e a segunda à relação entre desenvolvimento econômico e integração de mercado. Quanto ao primeiro item, argumenta-se que o grau de integração é principalmente uma função dos custos de transações relacionados aos fluxos de bens e informações. O capital físico, como estradas e telefones, é necessário para reduzir os custos de transações, mas não é, por si só, suficiente para atingir um elevado grau de integração de mercado. Entre os outros determinantes de integração, enfatiza-se o capital humano. Maiores níveis de capital humano deveriam aumentar a produtividade dos agentes responsáveis pelo fluxo de bens em todos os níveis do mercado e deveriam aumentar a velocidade e a precisão do fluxo de informações. A aplicação empírica forneceu base para essa idéia. Portanto, enquanto seria improvável que os formuladores de políticas escolhessem investir em capital humano visando integrar os mercados, isto se constituiria em uma importante externalidade. Devem-se fazer mais pesquisas para entender as formas nas quais o capital humano, o capital físico e outros fatores em conjunto determinam os custos de transações e a integração de mercado.

Em relação ao desenvolvimento econômico e à integração de mercado, concluiu-se que o principal componente representando o nível de desenvolvimento estava fortemente associado ao grau de integração no mercado de arroz. Em adição à renda *per capita*, este componente foi altamente correlacionado com medidas de capital humano (analfabetismo e escolaridade rural) e com variáveis relacionadas à infra-estrutura de comunicações e ao tamanho relativo do setor de transportes. Assim, da mesma forma que tem sido mostrado que as regiões menos desenvolvidas apresentam maiores imperfeições em seus mercados de fatores, foram vistas aqui evidências de efeitos similares num mercado de produto. Estados mais desenvolvidos do Brasil têm mercados de arroz mais integrados. Uma questão importante que permanece para pesquisas posteriores está relacionada à direção de

causalidade entre a integração de mercado e o desenvolvimento econômico. Em alguns casos, um maior grau de integração de mercado deveria contribuir para o desenvolvimento econômico, enquanto em outros poderia ser um subproduto do processo de desenvolvimento.

### BIBLIOGRAFIA

- ADELMAN, I., MORRIS, C. T. A factor analysis of the interrelationship between social and political variables and per capita gross national product. Chapter 6. *Institutions and Development Strategies: The Selected Essays of Irma Adelman*, v. 1. Brookfield, VT.: Edward Elgar, 1995.
- BARDHAN, P. The contributions of endogenous growth theory to the analysis of development problems: an assessment, Chapter 46. In: BEHRMAN, J., SRINIVASAN, T. N. (orgs.). *Handbook of Development Economics*, v. IIIB. Amsterdam: Elsevier, 1995.
- BARR, A. Social capital and technical information flows in the Ghanaian manufacturing sector. *Oxford Economic Papers*, v. 52, p. 539-559, 2000.
- BARRETT, C. B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, p. 825-829, Aug. 1996.
- . *Measuring integration and efficiency in international agricultural markets*. Department of Ag., Res., and Man. Economics, Cornell University, Dec. 1999, mimeo.
- BARRO, R. J., SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. Nova York: McGraw-Hill, 1995.
- BARROS, G. S. C., MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços e margens de comercialização de produtos agrícolas. In: DELGADO, G. C., GASQUES, J. G., VERDE, C. M. V. (orgs.). *Agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, p. 515-565, 1990 (Série IPEA, 127).
- COMPANHIA DE FINANCIAMENTO DA PRODUÇÃO (CFP). *Análise das distorções dos preços domésticos em relação aos preços de fronteira: um estudo preliminar*. Brasília: 1983 (Coleção Análise e Pesquisa, 30.).
- COTLEAR, D. The effects of education on farm productivity. In: GRIFFIN, K., KNIGHT, J. (eds.). *Human development and an international development strategy for the 1990s*. Londres: Macmillan, 1990.
- FACKLER, P., GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. In: RAUSSER, G., GARDNER, B. (orgs.). *Handbook of agricultural economics*. Aug. 2000, mimeo.
- FGV. *Agropecuária: índices e preços médios de arrendamentos, vendas de terras, salários, empreitadas e transportes*. Rio de Janeiro: Centro de Estudos Agrícolas, Instituto Brasileiro de Economia, 1988.
- GOLETTI, F. *The effects of supply shocks on market integration: an application to bangladesh rice markets*. Washington, D.C.: IFPRI, 1993, mimeo.
- GOLETTI, F., AHMED, R., FARID, N. Structural determinants of market integration: the case of rice markets in Bangladesh. *The Developing Economies*, v. 33, n. 2, p. 185-202, 1995.
- GOLETTI, F., CHRISTINA-TSIGAS, E. Analyzing market integration. In: SCOTT, G. J. (org.). *Prices, products, and people: analyzing agricultural markets in developing countries*. Boulder: Lynne Rienner, 1995.

- GONZÁLEZ-RIVERA, G., HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 83, n. 3, p. 576-592, Aug. 2001.
- GOODWIN, B. K., SCHROEDER, T. C. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, n. 2, p. 452-464, May 1991.
- GRIFFIN, K. *Alternative strategies for economic development*. Houndmills, Basingstoke, Hampshire: Macmillan/OECD Development Centre, 1989.
- HELFAND, S. M. The distribution of subsidized agricultural credit in Brazil: do interest groups matter? *Development and Change*, v. 32, n. 3, p. 465-490, June 2001.
- HELFAND, S. M., REZENDE, G. C. A agricultura brasileira nos anos 1990: o impacto das reformas de política. In: GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. C. P. R. (eds.). *Transformações da agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, p. 247-301, set. 2001.
- HOFF, K., BRAVERMAN, A., STIGLITZ, J. E. (orgs.). *The economics of rural organization: theory, practice, and policy*. Nova York: Oxford University Press for the World Bank, 1993.
- IBGE. *Anuário Estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro, vários anos.
- . *Produção agrícola municipal*. Rio de Janeiro, vários anos. Acessível em: <www.ibge.gov.br>.
- JAMISON, D. T., MOOCK, P. R. Farmer education and farm efficiency in Nepal: the ROLE of schooling, extension services, and cognitive skills. *World Development*, v. 12, n. 1, p. 67-86, 1984.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, June/Sep. 1988.
- . Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1.551-1.580, Nov. 1991.
- JOLLIFFE, I. T. *Principal component analysis*. Nova York: Springer-Verlag, 1986.
- LIN, J. Y., NUGENT, J. B. Institutions and economic development, Chapter 38. *Handbook of Development Economics*, v. IIIA. Amsterdam: Elsevier, 1995.
- LOCKHEED, M. E., JAMISON, D. T., LAU, L. J. Farmer education and farm efficiency: a survey. *Economic Development and Cultural Change*, v. 29, n. 1, p. 37-76, Oct. 1980.
- LOPES, M. R., A redução dos efeitos da incerteza de médio prazo: o papel de um preço mínimo plurianual. In: LOPES, M. R. (org.). *A política de preços mínimos: estudos técnicos 1949/1978; coletânea de artigos técnicos acerca da política de garantia de preços mínimos*. Brasília: Comissão de Financiamento da Produção, 1979.
- NARAYAN, D., PRITCHETT, L. Cents and sociability: household income and social capital in rural Tanzania. *Economic Development and Cultural Change*, v. 47, n. 4, p. 871-897, July 1999.
- PALDAM, M. Social capital: one or many? Definition and measurement. *Journal of Economics Surveys*, v. 14, n. 5, p. 629-653, 2000.
- PALDAM, M., SVENDSEN, G. T. An essay on social capital: looking for the fire behind the smoke. *European Journal of Political Economy*, v. 16, p. 339-366, 2000.

- PESARAN, M. H., SHIN, Y. Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, v. 71, p. 117-143, Mar. 1996.
- PSACHAROPOULOS, G. Returns to investment in education: a global update. *World Development*, v. 22, n. 9, p. 1.325-1.343, 1994.
- RUPASINGHA, A., GOETZ, S. J., FRESHWATER, D. Social capital and economic growth: a county-level analysis. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, v. 32, n. 3, p. 565-572, Dec. 2000.
- WELCH, F. Education in production. *Journal of Political Economy*, v. 78, n. 1, p. 35-59, Jan./Fev. 1970.
- WOOLCOCK, M., NARAYAN, D. Social capital: implications for development theory, research, and policy. *The World Bank Research Observer*, v. 15, n. 2, p. 225-249, Aug. 2000.





PARTE 2

## **A REGIÃO CENTRO-OESTE E O DESENVOLVIMENTO AGRÍCOLA BRASILEIRO**







## **PADRÕES REGIONAIS DE CRESCIMENTO DA PRODUÇÃO DE GRÃOS NO BRASIL E O PAPEL DA REGIÃO CENTRO-OESTE\***

Steven M. Helfand  
Gervásio Castro de Rezende

### **1 INTRODUÇÃO**

Vários autores atribuíram à expansão agrícola da região Centro-Oeste um papel relevante na desconcentração espacial da atividade econômica do país, sobretudo da indústria [Diniz (1993 e 1995) e Guimarães Neto (1997)]. Os efeitos de encaideamento para a frente e para trás desse desenvolvimento agrícola do Centro-Oeste também foram objeto de estudo detalhado de Castro e Fonseca (1995). Além disso, há uma opinião generalizada de que a região Centro-Oeste, por produzir grãos mais baratos do que os estados do Sudeste e do Sul, poderia ter uma vantagem comparativa nas atividades de criação e abate de aves e suínos. Acredita-se que o Centro-Oeste, assim como outras regiões de solos de cerrados no Nordeste e no Norte, ainda possa aumentar sobremaneira sua produção agrícola e contribuir para o aumento das exportações, caso ocorram melhorias na infra-estrutura de transportes, considerada prioritária pelo governo e incluída no Plano Plurianual de Investimentos (PPA).

Apresenta-se aqui uma análise do crescimento da produção de grãos no Brasil, com ênfase na diferenciação regional e no papel particularmente dinâmico da região Centro-Oeste. São focalizados as diferenças regionais no crescimento da produtividade da terra e os impactos das políticas comercial e agrícola adotadas na década de 1990.

Na Seção 2, é analisada a evolução da produção de grãos no período 1973-1999, em dois níveis: nacional e regional. Concentrou-se na comparação das diferenças entre as décadas de 1980 e 1990. Na Seção 3, os principais grãos são desagregados e analisados em separado. A *performance* relativa das lavouras, tanto na

---

\*Este estudo constitui uma expansão de uma seção de trabalho anterior [Rezende e Helfand (1997)], que contou com o apoio financeiro do PNUD, através do Projeto BRA 93/011. Colaboraram Jorge Teles e Marcos Stefan M. Fazecas, como assistentes.

produção como em termos de produtividade, é analisada de forma comparativa entre as regiões. A Seção 4 examina as diferenças no crescimento da produtividade entre as regiões, enquanto a Seção 5 analisa se a queda na produção de grãos em 1990 e 1991 deveu-se somente às mudanças de políticas, como em geral é argumentado, ou também às condições climáticas desfavoráveis. A Seção 6 apresenta informações sobre diferenças na qualidade do solo entre as regiões. Ela mostra a baixa qualidade do solo do Centro-Oeste sob baixos níveis de tecnologia e os efeitos de maior utilização tecnológica para a melhoria da qualidade do solo dessa região. A Seção 7 explica como a política de preços mínimos distorceu o comércio inter-regional de grãos na década de 1980, inviabilizando a exportação de grãos do Centro-Oeste nos períodos de safra. Finalmente, na Seção 8 é apresentado um resumo dos resultados e são fornecidas algumas implicações para as políticas agrícolas e a pesquisa futura.

## 2 EVOLUÇÃO DOS AGREGADOS DE ÁREA E PRODUÇÃO DE GRÃOS: BRASIL E REGIÕES

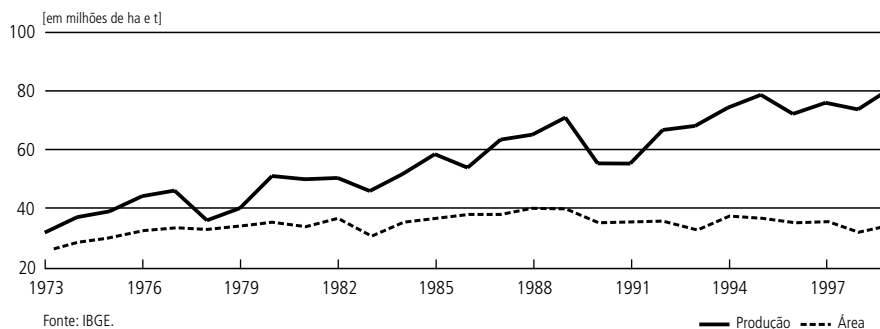
Após um período de rápida expansão nos anos 1970, a taxa de crescimento da área total colhida de grãos no Brasil foi bastante reduzida na década de 1980 (ver Gráfico 1).<sup>1</sup> A área colhida para esses grãos aumentou 36% entre 1973 e 1980, mas somente 13% no período 1980-1989. Houve uma queda significativa na área no biênio 1990-1991, o que será discutido mais adiante, seguida por um período de relativa estabilidade nos anos 1990. A área colhida para esses grãos no final da década de 1990 foi essencialmente a mesma do começo dos anos 1980. Contrastando com a área colhida, a quantidade total produzida tem crescido de forma sistemática. A consequência tem sido um aumento significativo do rendimento físico agregado durante todo o período,<sup>2</sup> principalmente na década de 1990. Esses ganhos de produtividade nos anos 1990 são, por um lado, devidos à mudança na composição da produção de grãos e, por outro, à modernização tecnológica e à retirada de produção das terras marginais que foram cultivadas no final da década de 1980.<sup>3</sup> É provável que a abertura da economia e a redução do papel do Estado, por meio das políticas de preços mínimos e crédito rural, tenham levado a uma reorganização da geografia da produção mais consistente com as vantagens comparativas regionais.

1. Foram considerados "grãos" os seguintes produtos: algodão herbáceo, arroz, feijão, milho, soja e trigo. A inclusão do ano de 1999 se deve à informação de que a produção agrícola em outubro (quando este estudo foi finalizado) já podia ser considerada definitiva.

2. O aumento da produtividade da terra mostrado no Gráfico 1 também se confirma com medidas mais amplas de produtividade, como a do total dos fatores [ver Gasques e Conceição (1997)].

3. É claro que seria preferível agregar grãos pelo valor em vez do peso. A agregação usada aqui, simplesmente somando as quantidades, fornece só uma primeira aproximação.

GRÁFICO 1  
BRASIL: ÁREA E PRODUÇÃO DE GRÃOS



A Tabela 1 permite fazer um contraste regional em relação à evolução comparada desse agregado de grãos. Deixando de lado o Norte, por sua pequena expressão quantitativa, pode-se notar o seguinte: no caso do Nordeste, há estagnação relativa da área e da produção agregada, com exceção do período 1994-1997, quando os patamares de área colhida e quantidade produzida dão um salto. Os dados revelam uma elevada instabilidade da produção nessa região, em especial a partir de 1981. Note-se que essa instabilidade segue de perto a instabilidade de área colhida, e seria interessante refazer a análise usando área plantada no lugar de área colhida, o que poderia retratar um quadro mais grave ainda de risco agrícola na região.

No caso do Sudeste também ocorre estagnação relativa da área colhida e uma tendência de queda nos anos 1990. A quantidade total produzida, por outro lado, mantém o mesmo patamar desde 1985. Com a área colhida se reduzindo e a produção total relativamente estável, o resultado tem sido ganhos de produtividade nessa região nos anos 1990. Uma decomposição das fontes desses ganhos é discutida a seguir e deveria ser investigada com mais detalhes em pesquisa posterior.

O caso da região Sul é similar ao da região Sudeste. Ocorre estagnação (e até queda após 1989) da área total colhida, com a produção agregada crescendo pouco na década de 1980. Em contraste com o Sudeste, a produção de grãos no Sul atinge um novo patamar nos anos 1990. Em consequência, houve na região ganhos substanciais de produtividade. Vale a pena notar também que parece existir uma instabilidade maior da produção de grãos na região Sul em comparação com o Sudeste e o Centro-Oeste, um tema que será revisto.

Em contraste com as outras regiões, a área colhida no Centro-Oeste cresceu por um fator de cerca de três durante o período, embora, como em outras regiões,

TABELA 1  
**ÁREA E PRODUÇÃO DE GRÃOS POR REGIÃO — 1973-1999**  
 [em milhões de ha e t]

Anos	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção
1973	0,2	0,2	5,6	3,8	6,3	8,2	11,3	16,7	2,6	3,5
1974	0,3	0,3	5,5	3,3	6,3	8,7	13,9	21,4	2,9	3,8
1975	0,3	0,4	5,9	3,8	6,4	8,0	14,8	23,1	3,3	4,2
1976	0,3	0,4	5,2	2,8	6,6	9,1	16,5	27,2	4,2	5,2
1977	0,4	0,4	6,2	4,1	6,5	8,8	16,6	27,4	4,4	5,8
1978	0,4	0,4	6,1	3,9	6,4	7,5	16,1	20,4	4,4	4,2
1979	0,4	0,5	5,9	3,5	5,9	8,6	17,6	21,9	4,5	6,1
1980	0,5	0,7	5,8	3,0	6,4	9,9	17,6	30,5	5,2	7,5
1981	0,6	0,7	5,8	2,0	6,7	10,1	16,1	30,9	5,2	6,7
1982	0,6	0,8	7,5	4,0	6,9	11,0	16,6	26,8	5,5	8,1
1983	0,4	0,5	4,1	1,3	6,2	10,5	15,3	26,0	5,3	8,2
1984	0,7	0,9	6,7	4,4	6,5	9,7	15,7	28,5	5,9	8,8
1985	0,7	0,8	6,9	3,9	6,6	11,5	16,5	31,8	6,2	10,8
1986	0,8	1,0	8,2	5,5	6,8	11,9	16,0	24,3	6,9	11,6
1987	0,8	0,9	6,7	2,4	6,8	12,4	16,8	34,3	7,6	13,9
1988	1,0	1,2	8,5	6,0	6,7	12,8	16,7	30,8	7,8	14,7
1989	1,0	1,3	8,1	5,1	6,6	13,0	16,6	34,6	8,2	17,4
1990	0,8	0,9	5,9	2,5	6,2	9,4	15,8	31,5	6,9	11,4
1991	0,9	1,1	7,4	5,4	6,2	12,8	15,1	23,3	6,1	13,3
1992	0,9	1,1	7,0	3,5	6,2	12,5	15,3	35,6	6,7	14,6
1993	1,1	1,4	4,5	3,3	5,8	12,3	15,0	36,5	6,8	15,1
1994	1,2	1,6	8,2	7,1	5,9	11,9	14,7	36,0	7,7	18,3
1995	1,2	1,7	7,9	6,6	5,6	12,5	14,6	39,5	7,8	18,8
1996	1,3	1,8	7,8	6,7	5,1	11,2	14,5	34,7	7,0	18,2
1997	1,3	1,8	7,8	6,6	5,0	12,4	14,4	36,2	7,2	19,3
1998	1,4	2,0	4,4	3,8	4,7	11,3	14,3	36,7	7,9	20,5
1999	1,5	2,3	5,8	6,2	4,9	11,9	14,1	37,1	8,5	24,0

Fonte: IBGE — Produção Agrícola Municipal (período 1973-1996) e Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (1997-1999).

esse crescimento tenha sido interrompido após 1989. A produção de grãos também tem crescido de forma bem mais rápida no Centro-Oeste do que nas outras regiões. A produção de grãos nessa região cresceu cerca de 550% entre os períodos 1973-1975 e 1997-1999, muito mais do que no Sul e no Nordeste — por volta de 80% — e no Sudeste, menos de 50%. Como resultado do grande aumento na produção de grãos no Centro-Oeste, a produtividade da terra tem crescido durante todo o período, atingindo níveis sem precedentes nos anos 1990.

Outro ponto que merece ser revisto é a grande queda ocorrida na produção de grãos em 1990, nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, e em 1991, na região Sul, gerando uma crise na produção brasileira de grãos em 1990 e 1991, como mostra o Gráfico 1. Essa crise não se deveu apenas a mudanças nas políticas agrícolas e comerciais, como usualmente se acredita, mas também a dois anos consecutivos de condições climáticas desfavoráveis.

### 3 DESEMPENHO REGIONAL NA PRODUÇÃO DOS DIFERENTES GRÃOS

Nesta seção são analisadas as informações anteriores, desagregadas por produtos. No caso do Nordeste (Tabela 2), pode-se ver que os aumentos de área e de produção no período 1994-1997, constatados na Tabela 1, deveram-se principalmente ao desempenho do feijão e do milho, além da incorporação da soja como produto regional. Nos casos do feijão e do milho, esse bom desempenho deveu-se apenas às boas condições climáticas nesse período. Em 1998 e 1999, o desempenho agrícola regional voltou a desapontar.

No que tange às regiões do Centro-Sul, há uma nítida tendência recente de queda na área e na produção de algodão (à exceção do Centro-Oeste), do arroz (à exceção da região Sul e, mais recentemente, do Centro-Oeste) e do trigo. Os Gráficos 2 a 4 deixam isso evidente. É notável o salto na produção do trigo entre 1985 e 1989, devido à política de subsídio que visava à auto-suficiência do país. Como consequência dessa política, a produção média no período 1985-1989 foi cerca de 155% maior do que em 1980-1984, e 100% maior do que em 1990-1994, quando já tinha sido abandonada.

Com a queda na área colhida de algodão, arroz, feijão e trigo no Sudeste, o milho e a soja têm aumentado sua importância relativa. A área do milho tem se mantido relativamente constante nos anos 1990, ao contrário da área da soja. Em termos percentuais, contudo, o milho aumentou sua participação relativa no total dos seis cultivos, de uma média de 45% na década de 1980 para 51% nos anos 1990. A importância relativa da soja nos seis produtos também cresceu, passando de 13% para 19%. Então, considerando somente grãos, o Sudeste tem

TABELA 2  
NORDESTE: ÁREA E PRODUÇÃO DE GRÃOS — 1973-1999

Anos	Algodão		Arroz		Feijão		Milho		Soja	
	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção	Área	Produção
1973	853	335	866	1.125	1.681	868	2.199	1.512	0	0
1974	809	268	737	909	1.589	639	2.392	1.529	0	0
1975	672	224	889	1.292	1.792	708	2.498	1.614	1	1
1976	490	143	943	1.229	1.668	372	2.145	1.014	1	1
1977	685	234	1.034	1.493	1.955	727	2.486	1.645	0	0
1978	601	229	1.042	1.444	1.963	704	2.539	1.511	4	5
1979	521	170	1.129	1.344	1.793	683	2.443	1.256	2	3
1980	559	147	1.275	1.484	1.791	501	2.193	830	2	2
1981	576	155	1.319	899	1.891	448	2.032	506	3	1
1982	684	204	1.574	1.981	2.513	729	2.777	1.133	1	1
1983	420	102	999	620	1.266	228	1.435	312	7	5
1984	888	518	1.108	1.539	2.277	848	2.400	1.471	32	44
1985	1.013	459	976	1.139	2.290	720	2.592	1.538	72	86
1986	956	388	1.384	2.068	2.685	959	3.039	1.907	112	160
1987	338	128	1.344	1.015	2.329	430	2.497	622	181	159
1988	699	482	1.444	2.080	2.911	968	3.186	2.053	259	393
1989	555	198	1.369	1.787	2.652	752	3.081	1.743	410	621
1990	330	151	1.051	855	1.995	580	2.139	649	377	226
1991	335	217	1.213	1.728	2.731	1.069	2.865	1.885	216	452
1992	360	167	1.211	834	2.542	830	2.569	1.140	343	505
1993	181	113	1.120	1.102	1.369	479	1.448	949	426	683
1994	404	285	1.193	1.809	2.848	1.230	3.206	2.722	503	1.024
1995	360	172	1.226	1.732	2.654	1.029	3.053	2.438	571	1.256
1996	247	120	1.152	1.783	2.754	1.121	3.151	2.794	534	921
1997	295	150	1.098	1.478	2.695	1.193	3.066	2.504	604	1.312
1998	160	59	685	720	1.297	415	1.506	1.036	728	1.529
1999	137	227	755	1.203	2.008	910	2.164	2.176	779	1.642

Fonte: IBGE — Produção Agrícola Municipal (período 1973-1996) e Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (1997-1999).

GRÁFICO 2  
**PRODUÇÃO DE ALGODÃO NAS REGIÕES SUDESTE, SUL E CENTRO-OESTE — 1973-1999**

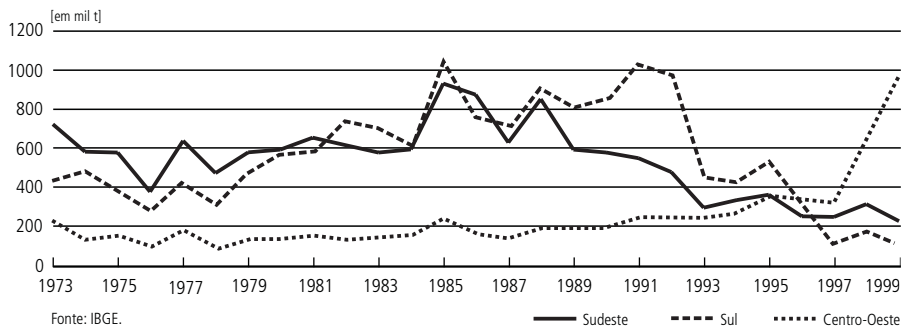


GRÁFICO 3  
**PRODUÇÃO DE ARROZ NAS REGIÕES SUDESTE, SUL E CENTRO-OESTE — 1973-1999**

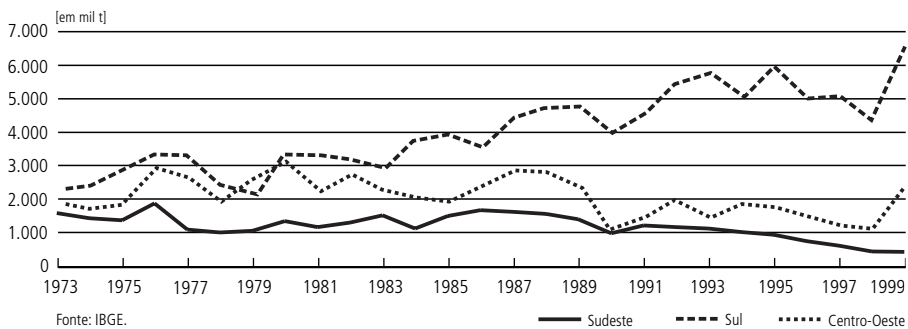
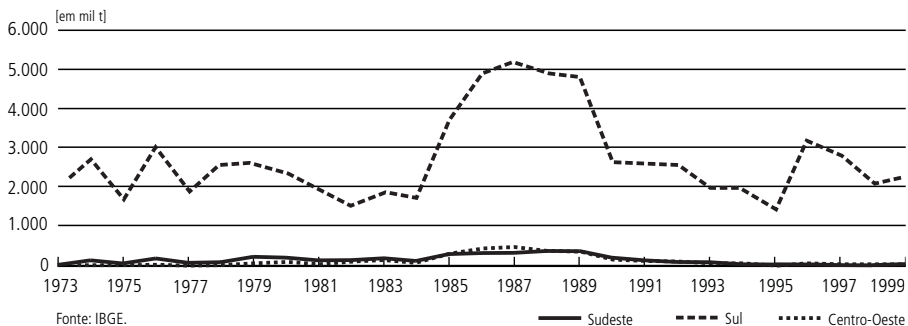


GRÁFICO 4  
**PRODUÇÃO DE TRIGO NAS REGIÕES SUDESTE, SUL E CENTRO-OESTE — 1973-1999**



crescentemente se especializado na produção desses dois cultivos. Com a queda na área total colhida de grãos no Sudeste e a redistribuição das terras remanescentes entre os cultivos, era de se esperar que os rendimentos físicos aumentassem. Esse é, de fato, o caso de todos esses cultivos, à exceção do algodão. Os rendimentos físicos do feijão têm crescido mais do que os outros produtos — com uma média 33% maior na década de 1990 do que na de 1980 —, enquanto os rendimentos físicos da soja têm crescido menos que os outros, apenas 5% no mesmo período.

O Sul apresenta um padrão diferente. Apesar de a área colhida de grãos ter caído 10% na década de 1990 em comparação com a de 1980, grande parte dessa queda pode ser atribuída à redução na área plantada do trigo, e em menor grau à da soja. Tanto a área plantada do arroz como a do milho cresceram. A mudança mais significativa na composição da área plantada tem sido o aumento do milho, de uma média de 31% nos anos 1980 para 35% nos anos 1990, e uma redução correspondente para o trigo, de 15% para 11% no mesmo período. Essa média dos anos 1990 para o trigo oculta o fato de que a sua participação no total caiu para 6% em 1995 e deu um salto para mais de 10% em 1996 e 1997, reduzindo-se depois. Isso provavelmente reflete a adoção pelo governo do Programa de Escoamento da Produção (PEP), que viabilizou a política de subsídio ao trigo a um custo mais baixo do que os tradicionais instrumentos de Aquisição do Governo Federal (AGF) e Empréstimo do Governo Federal (EGF). Assim como no caso do Sudeste, todos os cultivos, com exceção do algodão, têm experimentado ganhos de produtividade mais ou menos uniformes nos anos 1990 relativamente aos anos 1980, variando na faixa de 15% a 27%.

O Centro-Oeste foi a região mais dinâmica do país, tendo aumentado sua área colhida de grãos em 10% e sua produção de grãos em 50% na década de 1990, em comparação com a de 1980. Grande parte desse dinamismo se deve à soja, cuja produção hoje quase se iguala à da região tradicional, o Sul, que tem estado estagnada desde o final da década de 1980. A área colhida de soja no Centro-Oeste, como percentagem da área dos seis cultivos, aumentou de uma média de 36% na década de 1980 para 54% na de 1990, substituindo em larga escala o arroz. No caso do milho, no início dos anos 1990 houve uma interrupção do crescimento que se verificou durante a década de 1980. Apesar disso, o milho aumentou sua percentagem na área total com grãos de 21% nos anos 1980 para 25% nos anos 1990. Enquanto as áreas colhidas de arroz, feijão e trigo caíram em termos absolutos e relativos, o algodão tem experimentado um ganho modesto até 1997, mas dá um salto em 1998 e 1999 (Gráfico 2). Todos os cultivos têm experimentado ganhos de produtividade na década de 1990 relativamente à década anterior.



É interessante assinalar que boa parte do aumento da produção de milho no Centro-Oeste no período 1994-1997 se deu na forma do milho segunda safra, que representou 15% do total em 1994-1996 e 25% do total em 1997. No Sul e Sudeste, não passa de 10%. Ora, como o milho segunda safra no Centro-Oeste se deve à crescente adoção do plantio direto na cultura da soja (o que favorece o uso do milho como cobertura do solo no inverno) e à necessidade agrônômica de rotação com a soja (que estimula também o milho primeira safra), pode-se perceber a grande importância que a soja tem no desenvolvimento agrícola da região Centro-Oeste.

#### 4 EVOLUÇÃO COMPARADA DOS RENDIMENTOS FÍSICOS: REGIÕES SUDESTE E SUL VIS-À-VIS A REGIÃO CENTRO-OESTE

Além de ter tido um maior dinamismo relativo na produção de grãos, o Centro-Oeste parece estar também apresentando um crescimento mais rápido dos rendimentos físicos para a maioria dos produtos, como mostram os Gráficos 5 a 10. Isso aparece claramente em relação ao Sudeste, já que desde meados dos anos 1980 os rendimentos de arroz, feijão, milho e soja vêm crescendo mais rápido no Centro-Oeste. Devido a isso, os rendimentos no Centro-Oeste ultrapassaram os do Sudeste por volta de 1986 no caso do milho; de 1987, no caso da soja; de 1994, no caso do feijão; e de 1995, no caso do arroz. Em relação ao Sul, o quadro é bem mais variado. O Centro-Oeste tem tido uma vantagem relativamente constante para o milho e a soja desde meados da década de 1980, com produtividade na faixa de 10% a 20% maior. No caso do feijão, o padrão é similar ao do Sudeste, com rendimentos crescendo mais rápido desde o começo da década de 1980 e ultrapassando o Sul em 1995. O arroz na região Sul, especialmente no Rio Grande do Sul e Santa Catarina, é irrigado e possui um melhor grau de qualidade em relação ao arroz do Centro-Oeste; em consequência, a relevância dessa compara-

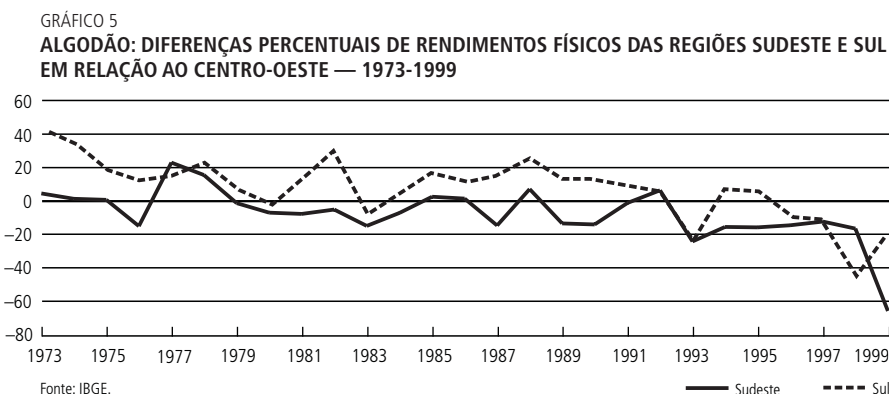


GRÁFICO 6  
**ARROZ: DIFERENÇAS PERCENTUAIS DE RENDIMENTOS FÍSICOS DA REGIÃO SUL EM RELAÇÃO AO CENTRO-OESTE — 1973-1999**

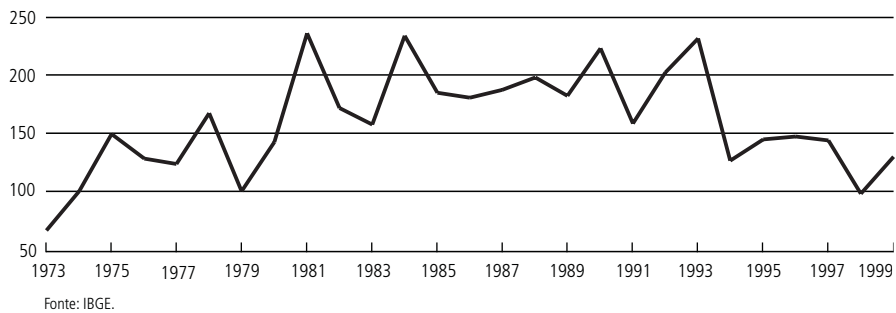


GRÁFICO 7  
**ARROZ: DIFERENÇAS PERCENTUAIS DE RENDIMENTOS FÍSICOS DA REGIÃO SUDESTE EM RELAÇÃO AO CENTRO-OESTE — 1973-1999**

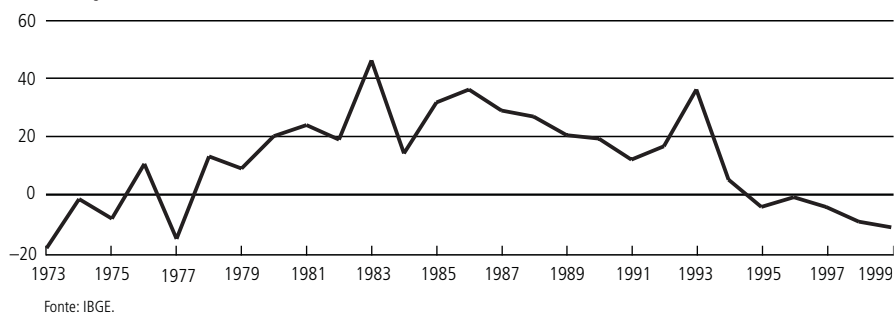


GRÁFICO 8  
**FEIJÃO: DIFERENÇAS PERCENTUAIS DE RENDIMENTOS FÍSICOS DAS REGIÕES SUDESTE E SUL EM RELAÇÃO AO CENTRO-OESTE — 1973-1999**

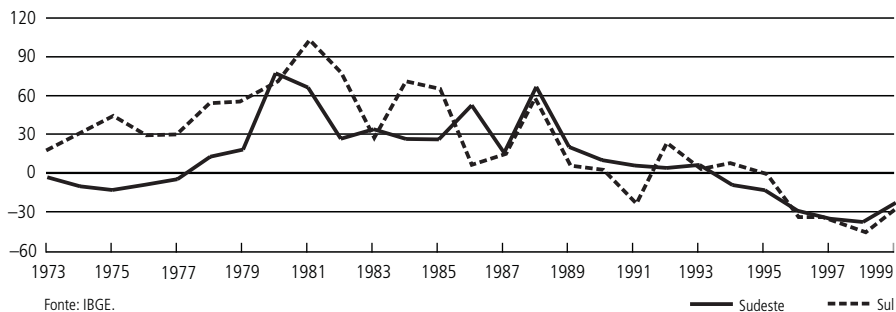


GRÁFICO 9  
MILHO: DIFERENÇAS PERCENTUAIS DE RENDIMENTOS FÍSICOS DAS REGIÕES SUDESTE E SUL EM  
RELAÇÃO AO CENTRO-OESTE — 1973-1999

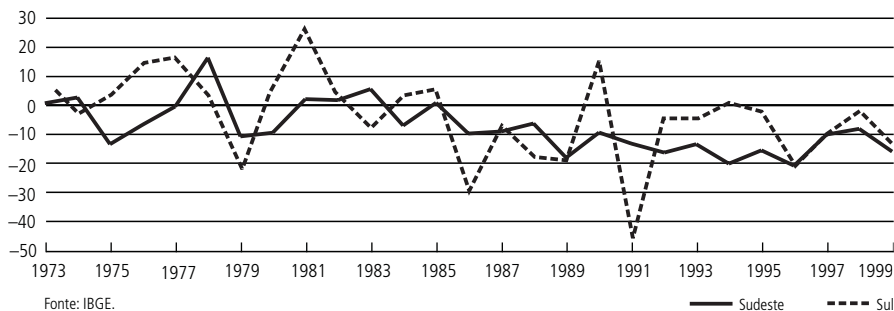
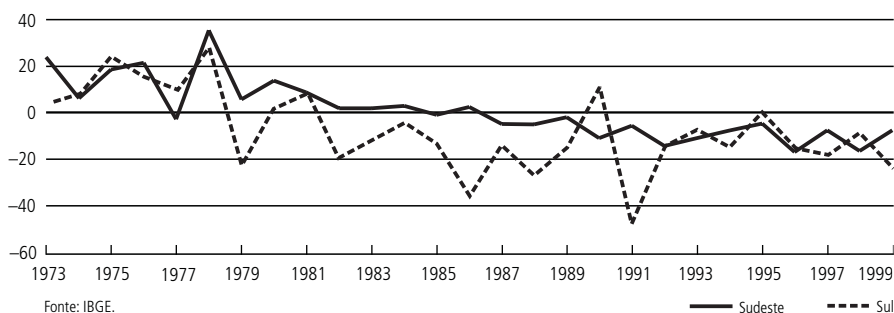


GRÁFICO 10  
SOJA: DIFERENÇAS PERCENTUAIS DE RENDIMENTOS FÍSICOS DAS REGIÕES SUDESTE E SUL EM  
RELAÇÃO AO CENTRO-OESTE — 1973-1999



ção é enfraquecida. Os rendimentos, porém, cresceram mais rápido no Centro-Oeste no período 1994-1999. Enquanto diferenças regionais na produtividade de algodão têm sido relativamente estáveis desde 1980, existem claras evidências de um crescimento mais acelerado no Centro-Oeste no período 1993-1999.

Os Gráficos 9 e 10, referentes ao milho e à soja, mostram um grau maior de instabilidade de rendimentos na região Sul comparada às regiões Sudeste e Centro-Oeste, fato já apontado. Essa evidência é confirmada na Tabela 3. Os coeficientes de variação dos resíduos em torno da tendência (estimada pela função exponencial) dos rendimentos físicos são maiores na região Sul — e, dentro desta, pela ordem, no Rio Grande do Sul, em Santa Catarina e no Paraná — do que nas demais regiões. Assim como no Nordeste, é provável que a instabilidade de rendimentos físicos tivesse sido ainda maior se esses rendimentos fossem medidos usando-se área plantada em vez de área colhida. Uma vez que o Sul se caracteriza por uma proporção maior de pequenos produtores, que têm dificuldade de acesso ao crédito para suavizar variações de renda (e, assim, do consumo), maior variação dos

TABELA 3  
**VARIABILIDADE DOS RENDIMENTOS FÍSICOS DE MILHO E SOJA POR REGIÕES E ESTADOS DO CENTRO-SUL — 1980-1997**

Regiões	Milho	Soja
Sudeste	0,12	0,08
Centro-Oeste	0,08	0,09
Sul	0,14	0,15
Rio Grande do Sul	0,23	0,21
Santa Catarina	0,16	0,15
Paraná	0,13	0,11

Nota: A variabilidade é medida pelo coeficiente de variação nos resíduos em relação à tendência exponencial.

rendimentos físicos, e conseqüentemente maior variação de renda, pode criar problemas sociais nessa região.

### 5 A CRISE NA PRODUÇÃO AGRÍCOLA DO BIÊNIO 1990-1991

De acordo com os dados anteriores, destacou-se a queda ocorrida na produção de grãos em 1990, nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, e em 1991, na região Sul. Tem sido comum atribuir essas quedas de produção às condições econômicas adversas por que passou o setor agrícola naqueles dois anos.<sup>4</sup> A análise a seguir pretende mostrar que, ao contrário, foram as condições climáticas que tiveram um papel decisivo nessa crise de produção agrícola do biênio 1990-1991.

Considerando-se a produção nacional das principais culturas de verão (algodão herbáceo, arroz, feijão, milho e soja), pode-se ver, na Tabela 4, que a queda da produção entre 1989 e 1991 foi de 23%, enquanto a área plantada reduziu-se em apenas 8%. No caso do trigo, a queda da produção em 1989 e 1990 foi ainda mais drástica (44%), para uma área plantada praticamente constante nesses dois anos. Quando se passa à análise por regiões (Tabela 5), verifica-se que a queda da área plantada entre 1989 e 1991 na verdade não atingiu as culturas de verão da região Sul, cujo produto caiu, entretanto, 32% em 1991. Quebras de safra da mesma ordem de grandeza atingiram as regiões Sudeste (-26%) e Centro-Oeste (-30%), já em 1990, ano em que também o Nordeste sofreu com o clima adverso (Tabela 9).

A análise regionalizada dos dados permite, ainda, confirmar que o bom desempenho da produção agrícola em 1992 foi, em boa medida, fruto das condições climáticas. Em contraste com 1990 e 1991, quando houve sempre uma ou mais regiões afetadas negativamente pelo clima, em 1992 houve uma coincidência (aliás

4. Para uma análise focalizando o papel adverso da inflação sobre o setor agrícola nesse período, ver Rezende (1991).

TABELA 4  
**ÍNDICES DE PRODUÇÃO E DE ÁREA PLANTADA DAS CULTURAS DE VERÃO E DO TRIGO — 1988-1991**

Anos	Culturas de verão		Trigo	
	Índice de produção	Índice de área plantada	Índice de produção	Índice de área plantada
1988	96	100	102	103
1989	108	100	98	97
1990	88	91	55	96
1991	83	92	52	59

Fonte: IBGE.

Obs.: Ver nota da Tabela 5.

TABELA 5  
**ÍNDICES DE PRODUÇÃO E DE ÁREA PLANTADA DAS CULTURAS DE VERÃO POR REGIÕES — 1988-1992**

Anos	Sul		Sudeste		Centro-Oeste		Norte-Nordeste	
	Índice de produção	Índice de área plantada	Índice de produção	Índice de área plantada	Índice de produção	Índice de área plantada	Índice de produção	Índice de área plantada
1988	93	100	102	101	93	100	102	99
1989	110	100	104	99	108	100	103	101
1990	106	98	77	93	76	86	56	82
1991	72	100	99	95	84	74	100	90
1992	106	98	99	90	91	81	-	-

Fonte: IBGE.

Nota: <sup>a</sup> As culturas de verão incluídas são: algodão herbáceo, arroz, feijão, milho e soja.

<sup>b</sup> Os índices de produção são de *quantum* de Laspeyres, tomando-se para pesos os preços médios do Censo Agropecuário de 1985 e a média das quantidades de 1988 e 1989 como base. O índice de 1992 foi obtido com base na variação entre 1991 e 1992, sem levar em conta o feijão e o milho segunda safra.

<sup>c</sup> Os índices de área plantada são agregativos simples, tomando-se a média das áreas plantadas em 1988 e 1989 como base. Para 1992, o procedimento foi análogo ao adotado para o índice de *quantum*.

rara, num país continental como o Brasil) de condições climáticas favoráveis em todas as regiões do Centro-Sul. É notável que, na região Sudeste, a produção atingiu em 1992 um nível próximo ao de 1988 ou 1989, embora a área plantada tenha caído 10%; e no Centro-Oeste, com a área plantada para a safra de 1992 cerca de 20% inferior à de 1988, o produto praticamente permaneceu constante entre esses dois anos.

Essas informações permitem concluir que, embora tenha havido de fato uma redução do nível de atividade agrícola nos anos 1989-1990 e 1990-1991, a influên-

cia das condições climáticas foi um dos fatores fundamentais na explicação das quedas verificadas na produção agrícola.

## **6 O POTENCIAL AGRÍCOLA DO CENTRO-OESTE E O PAPEL DA AGRICULTURA FAMILIAR**

A análise das seções anteriores procurou mostrar o papel estratégico cumprido pela região Centro-Oeste na expansão agrícola brasileira, pois combinou expansão de área com aumento de produtividade em muitos casos superior ao de outras regiões. Cabe apontar os fundamentos, em termos de recursos naturais, desse processo de expansão.<sup>5</sup>

A Tabela 6 apresenta, para as grandes regiões brasileiras, as áreas de terra (em percentagens das superfícies geográficas regionais) classificadas segundo sua “aptidão” para lavouras sob diferentes “manejos” tecnológicos. Essa aptidão agrícola — classificada em “boa”, “regular”, “restrita” e “não-apta” — resulta de uma avaliação da capacidade produtiva das terras, uma vez levados em conta os mais diversos fatores limitantes da atividade agrícola, incluindo solo, água, relevo etc. Obviamente, a aptidão agrícola das terras varia com a tecnologia adotada (“manejos”), tendo sido consideradas três variantes: a) manejo A, baixo nível tecnológico (sem adubação e com base em trabalho braçal); b) manejo B, nível tecnológico médio (modesta aplicação de capital e de resultados de pesquisas e uso de tração animal); e c) manejo C, alto nível tecnológico (aplicação intensiva de capital e de resultados de pesquisa, motomecanização em todas as fases da operação agrícola, mas sem irrigação) [ver Suplan (vários anos)].

O aspecto que mais chama a atenção na Tabela 6 é a baixa aptidão das terras no Centro-Oeste e na região Norte, relativamente às regiões Sul e Sudeste, sob tecnologia rudimentar. Em outras palavras, essas últimas regiões são “naturalmente” muito mais férteis do que o Centro-Oeste e o Norte.

Uma contrapartida desse fato é o impacto diferenciado que a mudança técnica tem nesses dois conjuntos de regiões: conforme se pode ver mais facilmente na Tabela 7, as regiões Norte e Centro-Oeste dão um “salto” muito maior, em termos de aptidão agrícola, à medida que se passa do manejo A para o manejo C. Com efeito, enquanto as regiões Sul e Sudeste ampliam sua disponibilidade de terras consideradas “boas e regulares” em pouco mais de 20% das respectivas áreas geográficas, no Centro-Oeste o aumento dessa “aptidão agrícola” equivale a quase

5. É importante reconhecer que, neste trabalho, estamos nos limitando aos grãos, sem entrar na questão da produção animal no Centro-Oeste, o que serviria para reforçar a potencial vantagem comparativa dessa região em relação às demais regiões do Brasil.

TABELA 6  
**CLASSIFICAÇÃO DAS TERRAS SEGUNDO SUA APTIDÃO AGRÍCOLA PARA LAVOURAS, DE ACORDO COM DIFERENTES "MANEJOS" TECNOLÓGICOS**  
 [em % das áreas físicas totais das regiões]

Nível tecnológico	Classe de aptidão agrícola das terras	Regiões				
		N	NE	SE	S	CO
Manejo A	Boa e regular	6,5	11,5	33,7	25,4	5,7
	Restrita	57,6	29,5	34,9	25,4	31,0
	Não-apta	35,9	59,0	31,4	49,2	63,3
Manejo B	Boa e regular	52,3	30,7	63,7	42,0	34,1
	Restrita	12,0	19,0	11,0	28,9	25,9
	Não-apta	35,7	50,3	25,2	29,1	40,0
Manejo C	Boa e regular	49,6	28,6	55,2	48,4	53,4
	Restrita	9,2	17,6	13,6	8,5	6,6
	Não-apta	41,2	53,8	31,2	43,1	40,0

Fonte: Tabela extraída de Goldin e Rezende (1993, p. 93).

TABELA 7  
**AUMENTO OU DIMINUIÇÃO DA "APTIDÃO AGRÍCOLA" (DISPONIBILIDADE DE TERRAS BOAS E REGULARES PARA LAVOURAS), POR REGIÕES, EM FUNÇÃO DE MUDANÇA DE MANEJO**

Regiões	Disponibilidade de terras boas e "regulares" para lavouras em "manejo A" (em % da área territorial)	Variação na disponibilidade de terras (em % da área física total) em função da mudança no "manejo"		
		Manejo A para B	Manejo B para C	Manejo A para C
Norte	6,5	45,8	-2,7	43,1
Nordeste	11,5	19,1	-2,0	17,1
Sul	25,4	16,6	6,4	23,0
Sudeste	33,7	30,0	-8,5	21,5
Centro-Oeste	5,7	28,4	19,3	47,7

Fonte: Tabela extraída de Goldin e Rezende (1993, p. 94).

metade da área regional, enquanto no Norte essa percentagem é de 43%.<sup>6</sup> O mais notável, contudo, é o aumento significativo da aptidão agrícola no Centro-Oeste (de cerca de 20% da sua área geográfica), quando se passa do manejo B (tecnologia intermediária) para o manejo C (alta tecnologia); em contraste, as regiões Norte,

6. Informações adicionais apresentadas em Goldin e Rezende (1993) mostram que esse aumento de aptidão agrícola na região Norte se refere a lavouras permanentes, enquanto na região Centro-Oeste se refere a lavouras temporárias.

Nordeste e Sudeste sofrem uma redução absoluta em sua aptidão agrícola; e mesmo na região Sul, onde a quantidade de terras “boas e regulares” aumenta o equivalente a 6% da superfície regional, pode-se ver (Tabela 6) que as terras “não-aptas” aumentam mais do que o dobro (14%).

A razão principal dessa vantagem do Centro-Oeste, em termos de ganhos relativos de aptidão agrícola com a adoção de alta tecnologia, encontra-se na maior adequação do Centro-Oeste à motomecanização agrícola, devido ao fato de suas terras serem planas. O Centro-Oeste adquire, assim, vantagem comparativa nas atividades mais beneficiadas (em termos de redução do custo de produção) pela mecanização, normalmente associada à presença de economias de escala e poupadora de mão-de-obra, fator escasso no Centro-Oeste. As regiões Sul e Sudeste, por sua vez, são mais competitivas nas atividades de menor escala e/ou mais intensivas de mão-de-obra. É natural que, nesse processo, a produção familiar se torne competitiva no Sul e no Sudeste, mas não no Centro-Oeste.

### 7 MUDANÇAS NA POLÍTICA AGRÍCOLA NA DÉCADA DE 1990 E SEUS EFEITOS REGIONAIS NA PRODUÇÃO DE GRÃOS

Como já observado, as áreas colhidas de milho e soja no Centro-Oeste expandiram-se rapidamente na década de 1980, mas na década seguinte apenas a soja manteve o mesmo dinamismo. No caso do arroz, ocorreu também uma nítida redução de área a partir do final da década de 1980. A mudança mais notável entre essas duas décadas, responsável por esses fatos, foi no terreno da política de preços mínimos.

Como se pode notar nas Tabelas 8 e 9, a comercialização de arroz e de milho no Centro-Oeste era excessivamente dependente da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) nos anos 1980, com o governo chegando a adquirir *diretamente*, na época da safra, 66,7% da produção, como ocorreu com o arroz em 1987. O milho não ficava atrás: 58,3% da safra foram adquiridos pelo governo em 1987 [ver Goldin e Rezende (1993)]. Na década de 1990, entretanto, essa política se alterou drasticamente. Como mostram as Tabelas 8 e 9, reduziu-se muito o apoio do governo à comercialização de milho e arroz, tendo ainda mudado a *forma* desse apoio, de AGF para EGF, a partir do ano agrícola de 1991-1992.<sup>7</sup> Como explicado em Rezende (1999), essa mudança de AGF para EGF — o que ocorreu sobretudo no Centro-Oeste — significou o abandono do caráter *universal* da garantia de preços. Essa garantia passou a se restringir aos tomadores de crédito de custeio, que contavam com a conversão automática da dívida em EGF-Com Opção de

7. Embora faltem informações de EGF referentes a estados para 1995, informações para o Brasil como um todo, apresentadas em Rezende (1999), mostram que a concessão de EGF foi substancial nesse ano. Note-se ainda que os valores mostrados nas Tabelas 8 e 9 para AGF indireta em 1994 não correspondem à formação *efetiva* de estoques públicos; isso é também explicado em Rezende (1999).



TABELA 8  
**ARROZ: AQUISIÇÕES (AGF) E FINANCIAMENTOS (EGF) GOVERNAMENTAIS, EM PERCENTAGENS DAS SAFRAS ANUAIS — 1980-1998**

Anos	Rio Grande do Sul e Santa Catarina			EGF	Centro-Oeste			EGF
	AGF				AGF			
	Direta	Indireta	Total		Direta	Indireta	Total	
1980	n.d.	n.d.	1,4	29,0	n.d.	n.d.	5,4	16,5
1981	n.d.	n.d.	0,0	33,3	n.d.	n.d.	32,4	11,0
1982	n.d.	n.d.	0,0	40,9	n.d.	n.d.	24,0	10,9
1983	n.d.	n.d.	0,0	50,5	n.d.	n.d.	20,8	18,1
1984	n.d.	n.d.	2,8	20,6	n.d.	n.d.	20,3	6,4
1985	n.d.	n.d.	10,4	45,7	n.d.	n.d.	40,2	4,3
1986	n.d.	n.d.	6,2	83,2	n.d.	n.d.	50,7	10,5
1987	6,1	1,6	7,2	70,4	66,7	3,7	70,7	5,4
1988	1,1	7,1	8,3	70,0	39,3	3,5	42,7	12,8
1989	0,4	0,4	0,8	30,9	17,2	6,8	24,0	23,3
1990	-	0,1	0,1	7,5	0,4	5,1	7,0	1,2
1991	-	-	0,0	5,3	0,0	0,0	0,1	2,3
1992	0,1	-	0,1	52,7	2,8	0,1	2,8	29,3
1993	0,0	1,7	1,7	14,7	-	4,0	4,1	15,0
1994	-	17,8	17,8	22,1	-	15,0	15,0	17,4
1995	7,5	5,6	15,9	n.d.	12,8	5,3	18,1	n.d.
1996	0,3	0,9	1,4	n.d.	12,6	2,7	15,9	n.d.
1997	0,1	0,0	9,0	3,0	6,0	0,8	7,0	0,5
1998	0,0	-	0,0	0,7	12,1	-	0,0	0,4

Fontes: IBGE (quantidades produzidas) e Conab (AGF e EGF).  
 n.d. = não-disponível.

Venda (EGF-COV), no período 1992-1995. Essa vinculação do custeio ao EGF-COV foi, contudo, descontinuada no Plano Safra 1996-1997.

O papel do governo, de ser um dos canais principais de comercialização do arroz e do milho no Centro-Oeste na década de 1980 — formando estoques na safra e comercializando-os na entressafra, nas regiões deficitárias —, aparece claramente na análise dos diferenciais de preços de milho entre São Paulo e Goiás na

TABELA 9  
**MILHO: AQUISIÇÕES (AGF) E FINANCIAMENTOS (EGF) GOVERNAMENTAIS, EM  
 PERCENTAGENS DAS SAFRAS ANUAIS — 1980-1998**

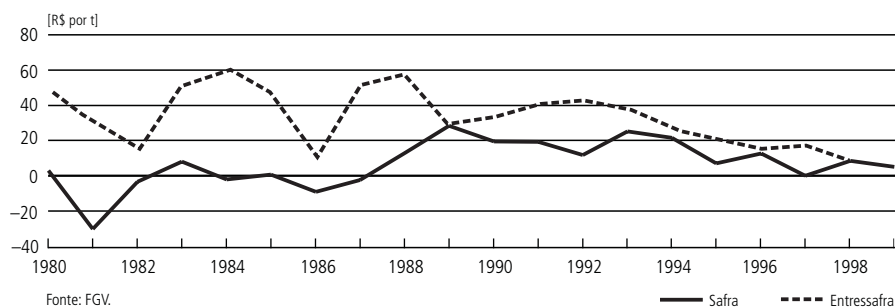
Anos	Paraná				Centro-Oeste			
	AGF			EGF	AGF			EGF
	Direta	Indireta	Total		Direta	Indireta	Total	
1980	n.d.	n.d.	0,0	8,2	n.d.	n.d.	0,0	8,7
1981	n.d.	n.d.	0,1	24,1	n.d.	n.d.	2,1	20,7
1982	n.d.	n.d.	27,4	15,7	n.d.	n.d.	48,0	15,2
1983	n.d.	n.d.	11,3	13,7	n.d.	n.d.	19,4	8,1
1984	n.d.	n.d.	0,6	13,7	n.d.	n.d.	2,3	6,0
1985	n.d.	n.d.	19,2	13,4	n.d.	n.d.	42,3	4,9
1986	n.d.	n.d.	5,0	16,0	n.d.	n.d.	52,2	3,7
1987	34,1	1,3	35,5	7,3	58,3	3,8	62,1	11,7
1988	1,5	0,3	1,9	22,0	16,6	10,6	28,5	37,7
1989	0,0	0,0	0,0	14,6	6,6	10,4	19,9	42,4
1990	0,0	0,0	0,0	4,4	0,0	13,9	14,3	4,1
1991	-	-	0,0	5,8	-	0,0	0,0	7,5
1992	3,3	-	3,3	27,6	1,6	0,2	1,8	33,9
1993	0,0	1,0	1,0	5,3	-	5,8	5,9	19,0
1994	0,0	5,2	5,2	20,6	-	20,5	20,5	19,5
1995	1,5	2,5	4,0	n.d.	2,1	5,4	7,5	n.d.
1996	-	0,3	0,3	n.d.	3,5	2,9	6,5	n.d.
1997	8,2	0,2	8,4	2,6	25,4	4,5	30,5	0,8
1998	0,0	0,0	0,0	n.d.	5,0	0,0	5,0	0,0

Fontes: IBGE (quantidades produzidas) e Conab (AGF e EGF).  
 n.d. = não-disponível.

safrã e na entressafra, referentes ao período 1980-1999.<sup>8</sup> Como mostra o Gráfico 11, os diferenciais de preços entre São Paulo e Goiás na safra são negativos ou próximos de zero até 1987, último ano de AGFs maciças de milho no Centro-Oeste. A partir de 1988, esses diferenciais tornam-se positivos e tendem a se aproximar dos

8. Não foi incluído o caso do arroz devido às complicações derivadas da existência de dois produtos (o irrigado e o de sequeiro). Para uma análise mais detalhada dos diferenciais de preços de milho entre estados, ver Helfand e Rezende, Capítulo 1 deste volume.

GRÁFICO 11  
**DIFERENCIAIS DE PREÇOS MÉDIOS DE MILHO ENTRE SÃO PAULO E GOIÁS: SAFRA E ENTRESSAFRA — 1980-1999**



diferenciais de preços na entressafra, os quais refletem os custos de transferência entre os dois estados. A PGPM, portanto, inviabilizava, na safra, o comércio interestadual, ao impedir que o preço na região superavitária caísse a ponto de viabilizar sua comercialização na região deficitária. Essa última região, conseqüentemente, se auto-abastecia na safra e só importava o produto da região exportadora na entressafra.

Note-se que esse mesmo fenômeno de viabilização do comércio de milho entre São Paulo e Goiás somente na entressafra, na década de 1980, ocorre também entre os demais estados do Sudeste e Goiás, e entre todos os estados do Sudeste e os demais do Centro-Oeste (Mato Grosso e Mato Grosso do Sul). A PGPM também inviabilizou o comércio de milho entre o Paraná e o Sudeste durante a época da safra na década de 1980.

## 8 CONCLUSÕES

A produção de grãos no Brasil tem crescido mais rápido do que a área colhida durante os últimos 25 anos, criando aumentos contínuos de produtividade da terra. As experiências regionais, no entanto, têm se apresentado de forma bem heterogênea. A área colhida de grãos caiu no Sul e no Sudeste na década de 1990, enquanto a produção aumentou na primeira região e se manteve relativamente constante na segunda. A produção de grãos cresceu mais rapidamente no Centro-Oeste do que nas demais regiões, enquanto a área colhida de grãos na década de 1990 nessa região se manteve no mesmo nível da década anterior. Em contraste com as outras regiões, a característica predominante da produção de grãos no Nordeste foi o alto grau de instabilidade. Encontrar um meio para solucionar esse problema, causado por secas periódicas, e fazer com que os rendimentos físicos dessa região cresçam, continua sendo um desafio fundamental para a política eco-

nômica. Essa questão tem importantes ramificações para o desenvolvimento econômico da região assim como para a questão da pobreza rural.

Concentrando-nos nas regiões do Centro-Sul na década de 1990, cada região se moveu na direção de aumentar a sua especialização em determinados cultivos. Observou-se, por exemplo, que a produção de arroz somente cresceu na região Sul (e na região Centro-Oeste, mais recentemente), e as produções de algodão e de soja somente cresceram na região Centro-Oeste. Embora o trigo tenha apresentado queda nessas três regiões, recuperou-se parcialmente na região Sul, ocupando uma posição importante apenas nessa região. A área ocupada pelo milho na década de 1990 cresceu em termos absolutos somente nas regiões Sul e Centro-Oeste. Na região Sudeste, ela cresceu somente em termos relativos.

Todos os cultivos nas três regiões do Centro-Sul apresentaram aumentos de rendimentos físicos nos anos 1990. Os do feijão foram particularmente expressivos, refletindo o fato de esse cultivo ter utilizado cada vez mais as técnicas de irrigação, sendo colhido três vezes por ano. Na maioria dos casos, com exceção do arroz irrigado no Sul, os rendimentos físicos cresceram mais rápido, ou pelo menos às mesmas taxas, no Centro-Oeste comparado com as demais regiões do Centro-Sul — o que reflete, de fato, um nível mais alto de tecnologia e maior mecanização das lavouras nessa região.

Finalmente, o tema da pobreza rural pode ser analisado no âmbito de uma pesquisa com enfoque regional comparativo. Uma extensão natural deste artigo seria uma desagregação dos aumentos de produção e de produtividade entre as regiões, por tamanho dos produtores. Isso permitiria analisar em que grau os produtores de tamanhos diferentes têm se beneficiado do novo regime de políticas dos anos 1990. Em termos de política econômica, é claro que, além das condições iniciais desfavoráveis de distribuição da terra, o Brasil apresenta pelo menos dois pólos que contribuem para o agravamento do problema da pobreza na agricultura: o Nordeste, que manteve suas características seculares e não desenvolveu um sistema produtivo capaz de enfrentar a seca, e o Centro-Oeste, com um incrível potencial produtivo, mas altamente concentrador de renda devido às condições naturais favoráveis ao predomínio da grande agricultura. O crescimento da produção de grãos no Centro-Oeste também pode ter agravado indiretamente a pobreza, na medida em que criou um problema de competitividade para a pequena agricultura em outras regiões do Brasil. Então, além de combater o problema da instabilidade da produção no Nordeste, as políticas públicas poderiam contribuir para reduzir o problema da pobreza em áreas rurais das seguintes formas: *a)* melhorando as condições de vida dos trabalhadores assalariados no Centro-Oeste; *b)* criando

condições favoráveis para a geração de empregos relacionados à agroindústria no Centro-Oeste (criação de infra-estrutura, por exemplo, que colabore para a redução dos custos de transporte); e *c*) tornando mais competitivos os pequenos produtores das outras regiões do país, concorrentes dos produtores do Centro-Oeste. Exemplo disso encontra-se nos produtores de aves e suínos do Sul. Se é que a produção animal vai abandonar o Sul em favor do Centro-Oeste, isso deveria acontecer por causa de vantagens econômicas fundamentais do Centro-Oeste, e não devido aos incentivos fiscais ou ao crédito subsidiado atrelado aos Fundos Constitucionais.

### BIBLIOGRAFIA

- CASTRO, A. C., FONSECA, M. G. D. *A dinâmica agroindustrial do Centro-Oeste*. Brasília: IPEA, 1995.
- DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração, nem contínua polarização. *Nova Economia*, v. 3, n. 1, p. 35-64, set. 1993.
- . *A dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas*. Brasília: IPEA, jun. 1995 (Texto para Discussão, 375).
- GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. N. P. R. da. *Crescimento e produtividade da agricultura brasileira*. Brasília: IPEA, jul. 1997 (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.
- GUIMARÃES NETO, L. *Dinâmica regional no Brasil* (versão preliminar para discussão no IPEA). Brasília, 1997.
- HELFAND, S. M., REZENDE, G. C. *Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do Centro-Oeste*. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 1998 (Texto para Discussão, 611).
- IBGE. *Produção agrícola municipal*. Rio de Janeiro, vários anos.
- . *Levantamento sistemático da produção agrícola*. Rio de Janeiro, vários números.
- REZENDE, G. C. A inflação e a crise de produção agrícola do biênio 1990/91. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1992*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 149-162, 1991.
- . Mudanças na conjuntura econômica e na política agrícola no período 1991/97: dos velhos aos novos instrumentos. In: *(Des)equilíbrio e agronegócio*. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1999.
- REZENDE, G. C., HELFAND, S. M. *Estruturas regionais de produção, consumo e preços agrícolas: os casos de milho, aves e suínos*. Dez. 1997, mimeo.
- SUPLAN. Ministério da Agricultura. *Aptidão agrícola das terras*. Brasília: Binagri, vários anos.



## **OCUPAÇÃO AGRÍCOLA, ESTRUTURA AGRÁRIA E MERCADO DE TRABALHO RURAL NO CERRADO: O PAPEL DO PREÇO DA TERRA, DOS RECURSOS NATURAIS E DAS POLÍTICAS PÚBLICAS\***

Gervásio Castro de Rezende

### **1 INTRODUÇÃO**

É bem conhecida a mudança espetacular que ocorreu na aptidão agrícola dos solos de cerrado no Brasil, e que consistiu na descoberta de uma solução para os problemas de baixa fertilidade natural e elevada acidez.<sup>1</sup> Segundo Cunha (1994, p. 124), essa solução tecnológica redundou em uma verdadeira “construção do solo”, de tal maneira que, “de recurso natural, herdado, os solos de cerrados transformaram-se em *capital* artificialmente produzido”. É verdade que a melhoria do potencial agrícola dos cerrados não se limitou a esse processo de “construção do solo”, já que o cerrado tornou-se mais apto devido, também, à descoberta de novas variedades de sementes (o exemplo mais conspícuo tendo sido a soja), sem falar na melhoria genética e em outros resultados da pesquisa agrícola. Entretanto, essas inovações tecnológicas só se tornaram economicamente viáveis devido à “construção do solo”, que resolveu os problemas de acidez e de baixa fertilidade das terras de cerrado.

A relevância dessas inovações tecnológicas para o desenvolvimento agrícola brasileiro não pode ser subestimada. De acordo com a Embrapa, *apud* Santo (2001, p. 48-49), o cerrado ocupa uma área estimada em 204 milhões de hectares (25%

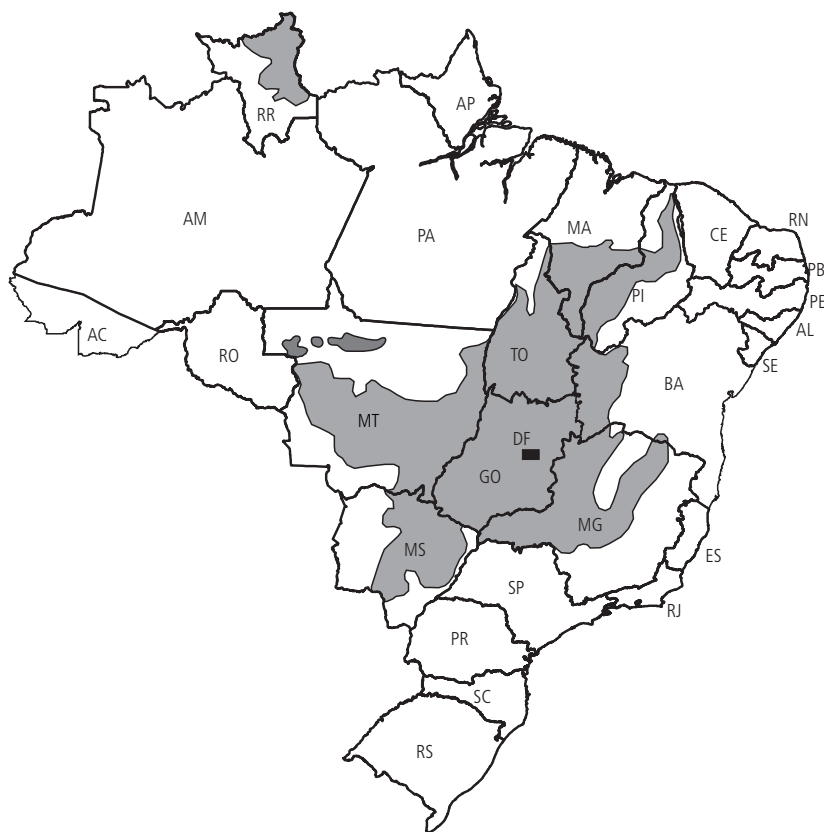
---

\*Este trabalho, que é uma versão revista e ampliada de Rezende (2002), foi apoiado pelo projeto Nemesis/Pronex, pela Rede-IPEA e teve o auxílio financeiro do CNPq. Contou com a assistência de pesquisa de Marcos Stefan e André Kano e beneficiou-se dos comentários de participantes de dois seminários no IPEA e de um seminário na Embrapa-Sede (Brasília), com grande presença dos técnicos da Embrapa-Cerrados. Versões anteriores também receberam comentários úteis de Guilherme Dias, Eliseu Alves, Adriano Figueiredo, Steven Helfand e Antonio da Costa Dantas Neto.

1. Segundo Carlos Magno Campos da Rocha, chefe da Embrapa-Cerrados, “no solo do cerrado falta tudo, menos alumínio, que é tóxico”. Ver artigo na revista *Veja* de 13/6/2001. De acordo com Santo (2001, p. 47), as razões da inviabilidade do cerrado eram a acidez e a toxidez do solo: “A acidez do solo (que se manifesta quando o potencial hidrogemônico ou ‘ph’ é baixo) está sendo corrigida [pelo uso de calcário agrícola] para nível adequado às exigências da maioria das culturas. (...) Assim, o fator natural limitante que inviabilizava o cultivo em terras ácidas e tóxicas foi equacionado”. Ver também WWF e Pró-Cer (1995), Abramovay (1999), Goedert (1989) e Shiki (1997).

do território nacional), sendo utilizados atualmente apenas 61 milhões de hectares. A Embrapa projeta um uso adicional de 66 milhões de hectares, considerando-se que 77 milhões de hectares são impróprios para a prática agrícola. Se essa área imprópria for toda preservada para fins de política ambiental, então a exigência legal de que pelo menos 20% da área total sejam preservados poderia ser satisfeita a um baixo custo de oportunidade para a economia. O mapa mostrado a seguir evidencia a importância do cerrado no conjunto do Brasil e sua concentração geográfica no Centro-Oeste. Conforme apontado por Santo (*op. cit.*, p. 48), esse mapa mostra também quão importante foi a revolução técnica que permitiu a utilização das terras de cerrado: na sua falta, a agricultura brasileira teria ficado

#### ÁREA OCUPADA PELOS CERRADOS



Fonte: Embrapa.



limitada às regiões Sul e Sudeste, em face das graves limitações de uso da terra nas regiões Norte e Nordeste.<sup>2</sup>

A rapidez com que se deu essa “produção do solo” é mostrada na Tabela 1, onde se nota uma expansão muito mais rápida de pastagem plantada e de área cultivada no Centro-Oeste *vis-à-vis* as demais regiões do Centro-Sul. Essa tabela, aliás, revela um fato que será destacado depois, ou seja, de que o Centro-Oeste já não era, por volta de 1970, uma região típica de fronteira; com efeito, essa região já detinha, em 1970, a maior área de pastagem natural do Brasil. O que ocorreu depois de 1970 foi, portanto, menos uma incorporação de terras virgens (isso, de fato, já tinha sido feito) e mais uma conversão de terra de qualidade inferior em terra de qualidade superior. Vale ainda notar que a região Centro-Oeste também já contava, na época em que essa revolução técnica foi deslançada, com um sistema de transporte adequado às necessidades do seu setor agrícola, então muito apoiado na pecuária extensiva.

Note-se, contudo, que essa expansão agrícola do cerrado — que é, sem dúvida, o fenômeno mais importante da agricultura brasileira nas últimas três décadas — tem sido criticada por dois motivos principais. Em primeiro lugar, pelo fato de ela estar sendo marcada pelo predomínio da produção em grande escala, altamente mecanizada, com pequeno espaço para a agricultura familiar e uma absorção muito

TABELA 1  
**BRASIL: EVOLUÇÃO DAS ÁREAS DE PASTAGEM E DE LAVOURAS, SEGUNDO AS GRANDES REGIÕES — 1970-1996**  
 [em mil hectares]

Anos	Área de pastagens						Área utilizada para lavoura		
	Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Sudeste	Sul	Centro-Oeste
	Total	Plantada	Total	Plantada	Total	Plantada			
1970	44.734	10.633	21.613	3.637	55.483	9.073	9.601	11.028	2.403
1975	47.277	11.559	21.160	4.438	61.310	15.289	10.432	12.991	4.350
1980	43.638	16.185	21.313	5.634	67.665	24.665	12.116	14.571	6.480
1985	42.487	16.713	21.432	6.142	69.895	33.549	13.562	14.523	7.701
1996	37.777	20.453	20.697	7.017	73.842	50.597	10.594	12.306	6.844

Fonte: Censos Agropecuários.

2. Para uma análise que destaca a singularidade da ocupação dos cerrados na história da expansão da fronteira agrícola no Brasil, enfatizando-se a maior necessidade de capital que caracteriza essa ocupação, ver Sicsu e Lima (2000). Diniz (1987) também enfatiza a importância da incorporação dos cerrados para a descentralização regional do desenvolvimento industrial brasileiro. A grande importância quantitativa da melhoria de aptidão agrícola é mostrada em detalhe em Castro e Rezende (2001), e os dados básicos que permitem essa análise da aptidão agrícola podem ser vistos em Ibama (2002, p. 51).

pequena da mão-de-obra agrícola de baixa qualificação.<sup>3</sup> Em vista disso, esse modelo de ocupação do cerrado não estaria contribuindo para solucionar os problemas de pobreza e de concentração de renda no Brasil; na verdade, estaria agravando esses problemas. Em segundo lugar, a ocupação agrícola do cerrado tem sido criticada pelos danos que estaria causando ao meio ambiente, devido ao uso predatório dos recursos naturais e à ameaça à biodiversidade.

Um dos objetivos deste trabalho é apresentar o argumento de que a incorporação agrícola do cerrado à nova tecnologia, que se iniciou na década de 1970 e vem se mantendo em ritmo acelerado, deve ser vista como um fenômeno estreitamente associado a essa “produção do solo” e ao conseqüente baixo preço da terra nas regiões de cerrado *vis-à-vis* as demais regiões do Centro-Sul. Entretanto, o trabalho enfatiza que um fator adicional para que se tenha mantido baixo esse preço da terra foi a restrição ao uso dessa terra devido ao bem demarcado regime pluviométrico, fenômeno que impede a atividade agrícola no período de seca, salvo se irrigada.

Procurou-se também explicar por que a expansão agrícola do cerrado tem apresentado padrões tão claramente concentradores, como indicado pela fraca absorção de mão-de-obra e pela estrutura agrária apoiada na produção em grande escala. O trabalho argumenta que essa explicação deve ser buscada nas características peculiares da dotação de recursos naturais, na tecnologia e no próprio baixo preço da terra, e não em supostas políticas agrícolas inadequadas (a de crédito rural, por exemplo), como alguns autores argumentaram. Dentro dessa linha de análise, o trabalho propõe que, ao contrário do que comumente se pensa, as terras de cerrado não são passíveis de utilização na política de assentamentos de reforma agrária do governo, pelo menos da forma como essa política vem sendo exercida.

Note-se, contudo, que, embora argumentando que esse padrão concentrador não seja fruto de políticas agrícolas inadequadas, o trabalho investiga em que medida novas políticas públicas — agrícolas e não-agrícolas —, além de mudanças nas atuais (como a legislação trabalhista), poderiam contribuir para a redução desse padrão concentrador.

Quanto às questões ligadas ao meio ambiente, o trabalho procura também discutir as principais questões levantadas na literatura, sugerindo políticas que preservem o meio ambiente, mas ao menor custo possível para a sociedade.

---

3. Embora se trate de um caso extremo, cabe mencionar o caso do Grupo Maggi, que, além de suas próprias fazendas, onde cultiva nada menos que 55 mil hectares de soja, arrendou a fazenda Itamarati Norte, que tem 40 mil hectares ocupados com soja. Concretizado o negócio, a família Maggi (um de seus membros foi eleito governador de Mato Grosso), comprou nada menos que 51 tratores, 50 colheitadeiras e 36 plantadoras! (ver reportagem da revista *Globo Rural*, de 01/2003).

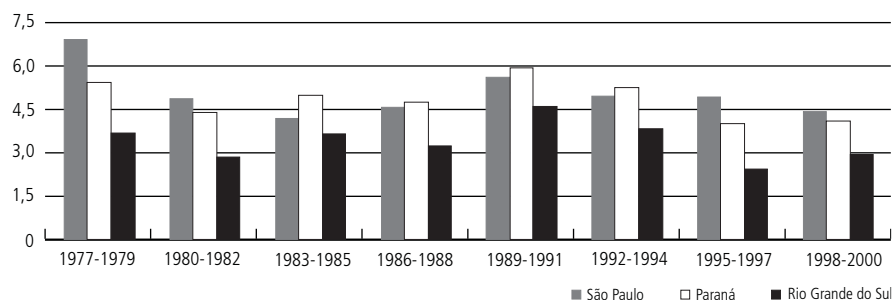
O trabalho está organizado em dez seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta os dados que comprovam a grande diferença de preços da terra entre as regiões do cerrado e as demais regiões agrícolas do Centro-Sul e argumenta que esse diferencial de preços está na raiz do *product mix* regional. Essa seção argumenta, ainda, que o padrão climático característico do cerrado exerce também um papel importante na explicação desse *product mix* regional. A Seção 3 mostra como esses recursos naturais, mais o padrão tecnológico adotado na região e o baixo preço da terra, determinam uma estrutura agrária concentrada, com pequena absorção de mão-de-obra e predomínio da produção patronal em grande escala. A Seção 4 chama a atenção para os problemas que podem surgir em análises de função de produção e propõe um modelo para analisar o mecanismo de “produção do solo” no cerrado, mostrando como esse mecanismo econômico é capaz de dar origem à abundância de terra regional de boa qualidade e de baixo preço. A Seção 5 procura ver em que medida as teorias de progresso técnico vigentes conseguem dar conta do fenômeno discutido aqui. A Seção 6 apresenta uma análise do mercado de terra no Brasil e sugere que a queda do preço da terra, que ocorreu a partir de 1995, pode ser vista como resultado da “produção de terra” que vem ocorrendo no cerrado desde meados da década de 1970. A Seção 7 discute as questões ligadas ao meio ambiente no cerrado e sugere as políticas públicas mais adequadas. A Seção 8 se volta para os problemas das políticas de reforma agrária e de mercado de trabalho rural no cerrado, com sugestões de mudanças para adequá-las às peculiaridades do cerrado. A Seção 9 encerra o trabalho.

## **2 O PRODUCT MIX REGIONAL E SUA ANÁLISE: O PAPEL DO PREÇO DA TERRA E DOS RECURSOS NATURAIS**

O grau em que os preços de terra de lavoura são, de fato, mais baixos nas regiões de cerrado, em comparação às principais regiões agrícolas do Sul e Sudeste, pode ser observado no Gráfico 1. Pode-se ver, com efeito, que os preços de terra de lavoura em São Paulo e no Paraná flutuaram em torno do múltiplo de quatro a seis vezes o preço de terra de lavoura em Mato Grosso, enquanto o preço da terra no Rio Grande do Sul esteve sempre acima do triplo do preço de Mato Grosso. Diferenças marcantes, porém menores, de preços de terra se notam também entre esses estados do Sul e do Sudeste e os demais estados do Centro-Oeste.

A melhor evidência de que a ocupação agrícola do cerrado sempre esteve muito associada a essa diferença para menos no preço da terra de cerrado consiste no próprio *product mix* da agricultura no Centro-Oeste, marcado pela preponderância de grãos e pecuária bovina de corte. Ora, sabe-se que são exatamente essas atividades que usam intensivamente o fator terra, o mais barato que a região possui.

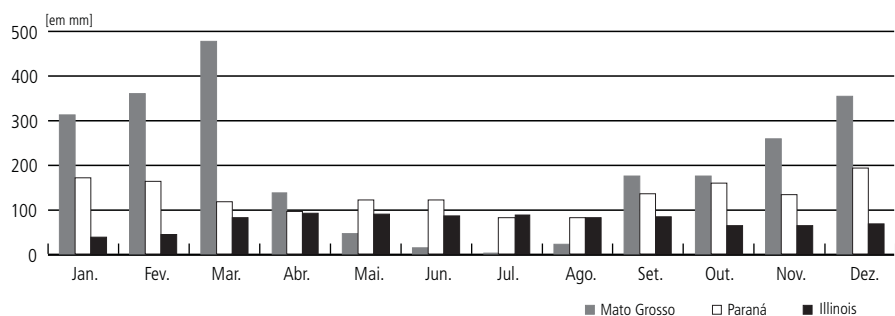
GRÁFICO 1  
**RAZÃO ENTRE OS PREÇOS DE TERRA DE LAVOURA DE SÃO PAULO, PARANÁ E RIO GRANDE DO SUL E OS DE MATO GROSSO — 1977-2000**



Cabe apontar, contudo, que a escolha dessas atividades se deve, também, ao rigor climático do cerrado, que, praticamente, impede que outras atividades sejam desenvolvidas.<sup>4</sup> Essa peculiaridade climática do cerrado aparece claramente no Gráfico 2, onde dados de precipitação pluviométrica para o Paraná e para o Estado de Illinois (Estados Unidos) são colocados lado a lado com os dados para Mato Grosso. Note-se, ainda, que a situação do cerrado é particularmente grave devido à elevada evapotranspiração e à pequena capacidade de retenção de água por parte dos solos típicos da região [Warnken (1999, p. 32)].

A dramaticidade desse período seco causa uma forte restrição no uso da terra em atividades que dependem crucialmente da umidade do solo, e faz com que o custo de oportunidade da terra usada nas atividades de grãos e pecuária extensiva seja praticamente zero, o que aumenta, obviamente, a competitividade dessas ati-

GRÁFICO 2  
**COMPARAÇÃO DE DADOS PLUVIOMÉTRICOS EM MATO GROSSO, PARANÁ E ILLINOIS (ESTADOS UNIDOS)**



4. Essa limitação dos cerrados é enfatizada em Goedert (1989).

vidades na região. Essa vantagem competitiva das atividades de grãos e pecuária *na* região converte-se em vantagem competitiva *da* região nessas atividades, em decorrência desse menor custo da terra. Além disso, conforme Santo (2001, p. 49) e outros autores já apontaram, as regiões do cerrado, especialmente Mato Grosso, caracterizam-se também por grande regularidade climática, o que reduz riscos na atividade agrícola.

É interessante notar que é graças ao menor custo da terra que a produção de soja em Mato Grosso consegue ser competitiva com as produções de soja americana e paranaense. Com efeito, conforme mostra a Tabela 2, o custo de produção de soja por hectare nos Estados Unidos (Estado de Illinois) é de US\$ 798, enquanto em Mato Grosso é de apenas US\$ 386. Embora o custo fixo no Brasil seja muito menor do que nos Estados Unidos, a principal diferença reside no custo da terra, que lá é de US\$ 286 contra apenas US\$ 37 em Mato Grosso.<sup>5</sup>

O menor custo de terra em Mato Grosso reflete também a menor demanda de terra para uso não-agrícola, que deve ser o fator determinante na formação do preço da terra nos Estados Unidos, especialmente em uma região tão central como Illinois. Além disso, a maior distância das regiões do cerrado em relação aos principais centros consumidores inviabiliza, conforme a análise clássica de von Thünen, atividades agrícolas que têm de estar mais próximas desses mercados. Ora, isso faz cair o preço da terra e viabiliza atividades, como as de grãos e de pecuária de corte, que utilizam intensivamente esse fator de produção e que não “sofrem” muito com a distância.

TABELA 2  
**COMPARAÇÃO DO CUSTO DE PRODUÇÃO DE SOJA ENTRE BRASIL E ESTADOS UNIDOS**  
[em US\$ por hectare]

Itens de custo	Estados Unidos	Brasil
1. Custos variáveis	239,7	267,4
2. Custos fixos	271,8	81,7
2.1 Mão-de-obra	81,5	9,7
2.2 Juros sobre investimento	69,2	7,7
3. Terra	286,6	37,2
4. Total	798,1	386,2

Fonte: Hirsch *et alii* (2001).

5. Dados mostrando a mesma diferença de custo de produção de soja (e também de milho) entre os Estados Unidos e o Brasil, incluindo essa diferença de custo imputado da terra, podem ser vistos também em Jank e Pessoa (2002) e Schnepf, Dohlman e Bolling (2001). Ver, também, matéria na revista *Panorama Rural*, de 02/2002, que sumaria a análise de Hirsch, cujos dados foram usados para a Tabela 2.

### 3 ESTRUTURA AGRÁRIA E MERCADO DE TRABALHO RURAL NO CERRADO

Cabe notar que o rigor climático no cerrado torna absolutamente inviável a agricultura familiar, que não é capaz de gerar renda no período seco e assim cobrir as despesas de consumo da família, que representam uma espécie de custo fixo.<sup>6</sup> A falta de alternativas no mercado de trabalho rural também se deve a esse rigor climático. Assim, ficam inviáveis todas as atividades típicas dessa forma de produção — as de subsistência e as que usam intensivamente a mão-de-obra.

A inviabilidade da agricultura familiar faz desaparecer também uma importante fonte de oferta de mão-de-obra para a agricultura patronal, tornando rarefeito o mercado de trabalho rural e contribuindo para o alto grau de mecanização que se nota na agricultura do cerrado.

Por outro lado, o relevo mais plano e o fato apontado por Warnken (1999, p. 32), de os solos de cerrado, em sua maior parte, serem profundos, bem drenados e dotados de características físicas excelentes, implicam que o custo da produção mecanizada se torne mais baixo que o custo da produção não-mecanizada no cerrado. Em face da indivisibilidade dos equipamentos disponíveis e na ausência de um mercado de aluguel de máquinas, o investimento em máquinas, além de ser muito alto, tem de ser arcado pelo próprio agricultor.<sup>7</sup> Isso desfavorece o pequeno agricultor, uma vez que seu acesso ao crédito é muito menor. Além disso, nessas circunstâncias, o custo fixo da maquinaria por unidade do produto (consistindo em depreciação, manutenção e juro sobre o capital) torna-se menor com o aumento da escala de produção. Esse recurso de aumentar a escala para diluir os custos fixos associados à mecanização é ainda estimulado pelo baixo preço da terra do cerrado que, ao viabilizar a produção em grande escala, mecanizada, pode estar desestimulando a própria formação de um mercado de aluguel de máquinas, condição *sine qua non* para se quebrar essa forte relação entre mecanização e escala.

Assim, é a mecanização em si, e não a presença de economias de escala — o que, em nenhum momento, é mencionado neste trabalho —, que explica a predominância da produção em grande escala no cerrado.

Não se deve esquecer, também, que, de uma maneira geral, o uso de mecanização agrícola na agricultura brasileira tem a sua rentabilidade distorcida em função dos altos custos da mão-de-obra assalariada no campo, fruto da legislação traba-

6. Alguns estudos mostram, contudo, que há uma relativa especialização em pecuária bovina de leite por parte da agricultura familiar regional, o que é consistente com a análise anterior, pois a pecuária leiteira é mais compatível com o rigor climático do cerrado. Sobre isso, ver Shiki (1998).

7. Note-se que um programa com o Moderfrota, ao facilitar a aquisição de tratores e colheitadeiras agrícolas, promove a técnica mecanizada no cerrado.

lhista e da elevada carga tributária que incide sobre a folha de pagamento.<sup>8</sup> Esse problema de absorção de mão-de-obra na agricultura, causado por essas políticas públicas não-agrícolas torna-se particularmente agudo no cerrado, em face da forte sazonalidade da agricultura regional.

Note-se que o rigor climático é também mencionado em conexão com as vantagens da mecanização no cerrado. Sanders e Bein (1976, p. 598-602), por exemplo, argumentam que o longo período de seca torna praticamente inviável a preparação do solo com tração animal, por duas razões principais: primeiro, pelo fato de os solos se tornarem muito compactados, o que faz com que a tração animal só seja viável após as primeiras chuvas; e segundo, porque, com esse tipo de tração, os animais seriam muito demandados exatamente no momento de maior debilitação, após cinco a sete meses de seca. Com a mecanização, a preparação do solo pode se dar antes das primeiras chuvas, o que melhora a absorção de água pelo solo. Além disso, a mecanização poupa despesa com a remoção e queima de restos de culturas e plantas daninhas, tarefas dispensáveis no caso do preparo mecanizado.<sup>9</sup>

Seja em função do relevo mais plano e das boas características físicas do solo, seja porque o preparo da terra no cerrado é também feito de maneira mais barata e mais adequada com a máquina, seja ainda pelo baixo preço da terra, o fato é que, devido a tudo isso, a produção em grande escala se torna mais competitiva no cerrado — ou seja, tem o custo unitário menor — *vis-à-vis* a produção em pequena escala.

Sabe-se que a área média dos estabelecimentos nos cerrados é muito maior do que nos Estados Unidos e nas demais regiões do Centro Sul do Brasil. Segundo Schnepf, Dohlman e Bolling (2001, p. 13), 2/3 da área total dos estabelecimentos agrícolas no cerrado encontram-se em estabelecimentos com área maior do que mil hectares, enquanto nos estados do Sul do Brasil a área média dos estabelecimentos é de apenas 30 hectares e nos Estados Unidos (*Corn Belt*) é de 120 a 150 hectares. Por outro lado, segundo De Zen (2000), *apud* Hirsch *et alii* (2001, p. 14), 2/3 da área plantada com soja em Mato Grosso encontram-se em estabelecimentos de área acima de mil hectares. Uma vez que o rendimento físico é aproximadamente igual nessas três regiões, pode-se concluir que a quantidade produzida

8. Sobre esse estímulo à mecanização provido pela legislação trabalhista e pela elevada carga tributária incidente sobre a mão-de-obra, ver Goldin e Rezende (1993, p. 96-97), Guanziroli *et alii* (2001, p. 29-30) e Carneiro (2001).

9. Note-se que Sanders e Bein tomaram por base, em sua análise da mecanização, as práticas dos agricultores (todos familiares) localizados nos assentamentos de Terenos e Fátima do Sul, "colônias" criadas ainda no tempo de Vargas, provavelmente por questões estratégicas. A incidência do uso da máquina na preparação do solo foi quase total em Terenos, uma região de terra de cerrado, mas muito pequena em Fátima do Sul, de terra roxa. Além disso, a mecanização se limitava ao preparo do solo, com aluguel da máquina.

média — e, portanto, a *escala de produção* — é também muito maior em Mato Grosso do que nas outras duas regiões. Contudo, como o preço da terra é muito menor em Mato Grosso *vis-à-vis* os Estados Unidos e o Paraná,<sup>10</sup> essa maior escala de produção não implica uma diferença equivalente do valor do capital imobilizado na propriedade. Além do mais, é generalizada a opinião de que o arrendamento de terra para agricultura no Centro-Oeste é muito comum, muitas vezes como parte de um processo que, no final, deixa para o dono da terra (em geral um pecuarista) uma pastagem renovada. Se isso fosse verdade, então seria menor ainda a imobilização de capital por parte do produtor.<sup>11</sup>

É interessante apontar que a inviabilidade histórica da agricultura familiar na região dos cerrados (devido à baixa qualidade das terras), lado a lado com a formação da grande propriedade territorial — única compatível com a pecuária extensiva associada à agricultura itinerante, de baixa produtividade —, facilitou a rápida adoção, pela agricultura regional, do novo padrão tecnológico, caracterizado pela produção em grande escala.

Note-se que essa maior competitividade da produção em grande escala *vis-à-vis* a produção em pequena escala afeta de forma negativa a competitividade da agricultura familiar, devido à sua menor escala.<sup>12</sup> Essas dificuldades da agricultura familiar no cerrado atingem em cheio, naturalmente, o objetivo de utilização do cerrado na política de assentamentos de reforma agrária do governo. Aliás, o fato de o público da reforma agrária se constituir predominantemente de trabalhadores assalariados e pequenos agricultores já deveria bastar para não se lançar mão do cerrado no programa convencional de reforma agrária, em vista dos altos requisitos de capital e de conhecimento técnico necessários para que um agricultor seja competitivo no contexto do cerrado. Aliás, a maior competitividade da pecuária extensiva no cerrado, sem falar dos grãos — devido, como se viu, ao baixo preço da terra e ao rigor climático regional —, milita contra o acesso à terra pelo pequeno agricultor, já que essa pecuária requer uma área grande de terra e um montante

10. Segundo Schnepf, Dohlman e Bolling (2001, p. 56), o preço da terra no Estado de Illinois é dez vezes maior do que em Mato Grosso: US\$ 2 mil contra US\$ 200. Mesmo se utilizássemos uma taxa de câmbio mais adequada a diferença de preço continuaria enorme.

11. Uma rápida consulta aos censos agropecuários não confirmou essa opinião generalizada de que o arrendamento de terra é importante para a produção de soja. Para uma análise interessante sobre o caso de arrendamento de terra para produção de grãos (algodão, arroz, milho e soja) e renovação de pastagens em regiões do Triângulo Mineiro e em Mato Grosso do Sul, ver Romeiro e Reydon (1994); ver, também, a interessante entrevista concedida por José Humberto Guimarães, criador da “Bolsa de Arrendamento” de Uberaba (MG), à revista *Agroanalysis* de 11/2002.

12. Alguns autores acreditam que essa predominância da grande escala de produção na agricultura do cerrado não é incompatível com a agricultura familiar do tipo *farmer* [ver, por exemplo, Baiardi (2002) e Abramovay (2001)]. Esses autores, entretanto, não apresentaram evidência empírica em apoio a essa crença, o que não é uma questão trivial. Na verdade, a evidência empírica mais completa sobre o assunto mostrou uma presença muito menor da agricultura familiar no Centro-Oeste; sobre isso, ver Ministério do Desenvolvimento Agrário (2000).



inicial de capital (representado pelo estoque de animais) simplesmente incompatíveis com a pequena agricultura familiar.

#### 4 OCUPAÇÃO AGRÍCOLA NO CERRADO: O PAPEL DAS INOVAÇÕES TECNOLÓGICAS

##### 4.1 Mudança Tecnológica e Produção de Terra no Cerrado

Cabe agora mostrar que o baixo preço da terra regional não se deve apenas à maior distância em relação aos mercados consumidores ou às restrições de recursos naturais, mas é também um resultado das inovações tecnológicas que, ao fomentarem uma verdadeira “produção de solo”, permitiram que a terra de boa qualidade se tornasse abundante nas regiões de cerrado.

O argumento é que a melhoria de aptidão agrícola do cerrado criou a possibilidade de aumento no estoque de terra de boa qualidade, mediante a conversão de terras virgens de mata e de campo, ou ainda de terra de lavoura ou de pastagem de baixa produtividade, em terra de lavoura ou de pastagem de qualidade superior. Isso permitiu uma alta nos preços dessas terras virgens e nas de baixa qualidade — já que agora podiam dar lugar a uma terra de melhor qualidade —, mas não necessariamente no preço da terra de boa qualidade, pois essa era muito escassa e só passou a ser abundante em face dessa possibilidade de conversão de terras inferiores em terras de boa qualidade. Assim, a grande quantidade de terras de qualidade inferior (“terra de segunda”) traduzia-se, mediante “construção do solo”, em abundância de terra de qualidade superior (“terra de primeira”). Embora requerendo tempo para se materializar, esse aumento da quantidade de terra de primeira não poderia senão fazer cair o seu preço relativo no plano nacional, com conseqüente aumento da competitividade agrícola regional.

Note-se que essa nova tecnologia não deve ser vista apenas como responsável por uma queda no custo da conversão de terra de segunda em terra de primeira, mas também pela *possibilidade* dessa conversão, que antes não existia. Com efeito, embora no cerrado o preço da terra de segunda tenha sido sempre baixo, somente depois da melhoria de aptidão agrícola esse fato tornou-se um fator de competitividade da região na produção de grãos e em outras atividades de alta produtividade. Antes disso, a atividade agrícola, como mostram Sanders e Bein (1976, p. 597), era uma etapa intermediária entre o desmatamento e a atividade pecuária de baixa produtividade,<sup>13</sup> e o produto talhado para essa tarefa era o arroz,

13. Ver também Goodman (1978), para uma outra análise excepcional desse período inicial de ocupação agrícola no Centro-Oeste, inclusive focalizando os graves conflitos de terra que marcaram o período, que é também objeto de análise em Shiki (1997).

devido à sua maior tolerância a solos ácidos [ver Sanders e Bein (1976, p. 597)]. Assim, o único uso permanente dessa terra era o da pecuária extensiva *de cria*, com o produto principal dessa atividade — o bezerro — sendo exportado da região antes do início da estação seca, devido à perda de peso que ocorreria logo em seguida.<sup>14</sup>

A alta substancial do preço da terra no Brasil no início da década de 1970, fato amplamente conhecido, facilitou a adoção dessa tecnologia por parte dos agricultores familiares do Sul — os “gaúchos” —, já que eles puderam adquirir grandes quantidades de terra nua no Centro-Oeste (além de máquinas e outros bens de capital), pela venda de suas terras no Sul. Esse fato, para alguns autores,<sup>15</sup> teria concorrido para a expansão agrícola do cerrado, já que essa expansão se deu em um período de drástica redução da oferta no sistema de crédito rural oficial.<sup>16</sup> Esses “gaúchos”, além do mais, teriam cumprido um papel estratégico na adoção da nova tecnologia: devido à boa qualificação desses “gaúchos”, os agricultores do cerrado teriam “nascido modernos”, com a população local tendo ficado à margem do processo ou tendo vendido a terra “aos que se dispuseram a aventurar-se na nova agricultura” [ver Cunha (1994, p. 125)].

É interessante notar que, na realidade, os “gaúchos” compravam uma quantidade de terra no Centro-Oeste muito maior do que aquela mostrada no Gráfico 1. Na verdade, como a terra que se adquiria (e ainda se adquire) no Centro-Oeste é a “de campo” ou “de mata”, ainda em estado bruto, essa relação de troca é muito maior: os mesmos dados da FGV mostram que com a venda de 1 hectare de terra de lavoura do Rio Grande do Sul pode-se obter 6,5 hectares de terra de campo em Mato Grosso; para São Paulo e Paraná a relação de troca é simplesmente superior a 10 por 1.

Além do mais, como já se mencionou, é comum afirmar-se (mas isso não foi confirmado pelo censo agropecuário) que uma parte significativa da atividade agrícola no Centro-Oeste se dá por meio de arrendamento de terra, o que contribuiria ainda mais para relaxar a restrição de capital que se abate sobre a agricultura brasileira.

Note-se, contudo, que, além de terem sido movidos por esse diferencial de preço da terra, os “gaúchos” certamente migraram para o Centro-Oeste também para fugir das restrições à mecanização impostas pela estrutura agrária das regiões

14. Essa informação se deve a Manoel Antonio Soares da Cunha, ex-coordenador do censo agropecuário.

15. Ver Cunha (1994, p. 54). Ver também Warnken (1999, p. 30), que chega a afirmar que os imigrantes gaúchos representam 10% da população do Rio Grande do Sul.

16. Para uma análise recente que mostra essa redução do crédito rural, exatamente quando se acelerava a ocupação do cerrado, ver Rezende (2001a).

de imigração do Sul do país. Como se sabe, a estrutura agrária dessas regiões tem como base pequenas propriedades, de área insuficiente para viabilizar integralmente o uso da máquina.<sup>17</sup> É interessante notar que essas restrições à mecanização parecem estar ocorrendo também nas regiões produtoras de soja nos Estados Unidos, onde a estrutura agrária, também por motivos históricos, é dominada pela agricultura familiar, cujo tamanho, naturalmente, é limitado pelo tamanho da família. Pelo menos é o que se pode inferir do fato de que os agricultores americanos, imitando os “gaúchos” com alguma defasagem no tempo, iniciaram marcha em direção ao cerrado, adquirindo terras para produzir soja visando ao mercado internacional, ou seja, para concorrer com seus próprios concidadãos.<sup>18</sup>

#### 4.2 Implicações para as Análises de Função de Produção e de PTF

Segundo a hipótese apresentada até aqui, a terra de primeira, resultante da conversão de terra de segunda ou de terra virgem, é uma espécie de bem de capital, a exemplo dos investimentos em terraplanagem, canalização de água para irrigação, gastos com a formação de culturas permanentes, de pastagens etc. Segundo Warnken (1999, p. 35), mesmo os fertilizantes devem ser usados, junto com a calagem, numa etapa anterior à produção agrícola, quando nova quantidade de fertilizantes deve ser utilizada a cada ano, com nova aplicação de calcário (esta última apenas de quatro em quatro anos). Na mesma linha, Cunha (1994, p. 127) afirma, com respeito aos solos do cerrado, que “sem substancial aporte de capital não há como torná-los produtivos. No entanto, uma vez recuperados, exigem, para a mesma produtividade, quantidade de fertilizantes equivalente à das áreas férteis do país”.

A conversão de terra inferior em terra superior consiste, basicamente, na abertura da área e sistematização do terreno, seguida pela aplicação de calcário e fertilizantes. Essas são práticas que têm por objetivo a obtenção de um bem (a terra transformada) que tem de estar disponível antes que o processo de produção agrícola se inicie, uma vez que a produção agrícola usa *essa* terra transformada — combinada com os outros fatores de produção, incluindo a própria semente, mais fertilizantes etc. —, e *não* a terra inferior. Por esse motivo, não há nenhuma *conexão direta* entre a alocação de terra de segunda (ou de terra virgem), de calcário e de fertilizantes, de um lado, e a obtenção do produto agrícola final, do outro. Além disso, uma vez que a terra transformada é um fator durável de produção, pode-se dizer que ela é tanto terra quanto um bem de capital.

17. Isso é enfatizado em Guimarães (2002). Ele aponta ainda que a área média arrendada em Uberaba é de cerca de 400 hectares para um “lavourista de médio porte”, “o que seria razoável para ele ter dois tratores ou três e uma colheitadeira”.

18. Esse movimento migratório de agricultores americanos em direção ao cerrado é objeto de matéria no jornal *New York Times* de 1/12/02, e também em matéria na revista *ISTOÉ* de 19/2/2003.

Note-se que nosso argumento implica uma crítica às análises de função de produção ou de PTF que pretendem captar esse ganho de aptidão agrícola nas regiões de cerrado simplesmente por meio de uma “correta” inclusão de insumos, como fertilizantes, calcário, gesso, novas variedades de sementes etc., supondo que a terra utilizada continuaria sendo a mesma, sem mudança qualitativa. Assim, não teria havido nenhuma “produção” de terra nova; a mesma terra antiga de cerrado teria adquirido, de repente, aptidão agrícola. Ao contrário, nossa análise admite que a terra inferior, se usada diretamente na produção agrícola, tem uma produtividade muito baixa ou é totalmente inapta para a agricultura, *não importando a quantidade de insumos complementares usados nela*; a terra passível de utilização agrícola é outra, resultado da conversão da terra inferior ou da terra virgem. No caso das regiões do cerrado, portanto, é indispensável que as análises de função de produção e de produtividade discriminem ao máximo os tipos de terra utilizados, já que a heterogeneidade da terra é muito grande.

A Tabela 3 mostra que esses investimentos em calagem e aplicação de fertilizantes antes da utilização da terra na produção agrícola representam, de fato, a maior parcela do custo de conversão de terra virgem em terra de primeira no cerrado. É interessante, também, notar quão baixos são os itens de “abertura e sistematização do terreno” e o próprio preço da terra virgem, o que contribui para reduzir o preço resultante da terra de primeira.

É interessante notar, também, que o custo por hectare da conversão de terra decresce com o tamanho da área, devido à necessidade de uso de máquinas e ao menor custo unitário de aquisição e de transporte de insumos para quantidades maiores.<sup>19</sup> Esse custo maior de conversão de terra em pequenas áreas é mais um

TABELA 3  
CUSTOS PARA TRANSFORMAR UM HECTARE DE SAVANA EM ÁREA APTA PARA AGRICULTURA INTENSIVA

Itens	US\$/ha	%
Insumos (calcário e fertilizantes)	340	42,5
Abertura e sistematização do terreno	140	17,5
Outros investimentos	120	15,0
Total	600	
Preço de terra nativa (média)	200	25,0
Custo total de 1 hectare transformado	800	100,0

Fonte: Goedert (1990, p. 207).

19. Essas informações sobre a queda do custo da produção de terra de primeira em função da escala foram fornecidas por Antonio da Costa Dantas Neto, professor de Economia da UFF e consultor do Projeto Agrícola Fazenda Estrondo, da Cia. Melhoramentos do Oeste da Bahia.

fator que milita contra a competitividade da pequena agricultura familiar no cerrado. Aliás, a própria necessidade de capital e de recursos humanos para produzir essa terra de primeira já é uma barreira praticamente intransponível para agricultores pobres no cerrado, dentro do programa convencional de reforma agrária.<sup>20</sup>

Note-se que, ao se incluir na função de produção agrícola, ou nos vários modelos de análise de PTF, a calagem ou os fertilizantes usados nessa “produção” de terra, está-se introduzindo um viés para baixo nos coeficientes da função de produção ou nos índices de variação da PTF, pois o produto que esses insumos geram (a terra de primeira) normalmente não é incluído, como produto, no lado esquerdo das equações. Na realidade, outros bens de capital, como o cafezal, o vinhedo ou a pastagem plantada, tampouco costumam ser incluídos, como *produtos agrícolas*, na função de produção ou nas análises de PTF. A desconsideração desses *produtos* (incluindo os estoques de animais para cria ou leite, já adultos ou não) pode também introduzir um viés nas análises de produtividade agrícola segundo o tamanho dos estabelecimentos, à medida que os estabelecimentos maiores se dediquem mais à produção desses bens de capital do que os estabelecimentos menores. Além disso, como as atividades de “produção de terra”, formação de pastagem e formação de rebanhos bovinos têm sido muito importantes nas regiões do cerrado, é bem provável que esteja havendo uma subestimativa do produto agrícola regional nas estimativas das Contas Nacionais do IBGE.<sup>21</sup>

### 4.3 Um Modelo de Mercado de Terra com Produção de Terra

Para aprofundarmos a análise de certos aspectos desse processo de “produção de terra” no cerrado, é útil trabalhar com um modelo de mercado de terra em que existem três terras de qualidades diferentes: a terra de primeira, a terra de segunda e a terra virgem. Tanto a terra de segunda como a terra virgem podem ser convertidas, mediante investimento de capital, em terra de primeira. Ao admitir uma terra de segunda que, embora de qualidade inferior, é também utilizável na produção agrícola — gerando, assim, uma renda própria que acaba determinando seu preço de mercado —, o modelo vai além daqueles usuais na literatura, que consi-

20. Um exemplo bem ilustrativo da dificuldade dessa pequena agricultura no cerrado, no contexto do programa convencional de reforma agrária do governo, pode ser visto em Silva (1999), que estudou o caso do “Assentamento Penha”, com cerca de 500 famílias, e que, criado em 1986, apresentava-se, dez anos depois, sem viabilidade econômica, não obstante a presença de várias instituições na área do projeto (Ruraltins-extensão, APA-TO/CPT/Igreja-fomento). O autor se pergunta (p. 1) “se nas condições do cerrado, sem viabilidade econômica para utilização de tecnologias na construção e conservação da fertilidade do solo, é possível o desenvolvimento sustentado da pequena produção familiar engajada no sistema de produção tradicional (cultivo de arroz, milho, feijão e mandioca)”. E o pior é que, como o autor mostra (p.1), essa agricultura tradicional estava desmatando “o que resta das reservas florestais na área”.

21. Note-se, contudo, que o IBGE, consultado pelo autor, informou que, de fato, inclui esses bens de capital produzidos na agricultura nas suas estimativas do produto agrícola [ver, a propósito, IBGE (1997, p. 18-19)].

deram apenas a conversão de terra virgem, que não tem uma renda agrícola própria (como é o caso típico de uma floresta).<sup>22</sup>

A característica principal do modelo é uma drástica distinção entre o equilíbrio de curto prazo e o equilíbrio de longo prazo. No curto prazo, o estoque de terra é dado e o preço é determinado exclusivamente pelas forças da demanda. No longo prazo, contudo, uma vez que permitimos uma mudança no estoque de terra, as forças do lado da oferta de terra também cumprem um papel na determinação dos preços de terra. Na verdade, essas forças de longo prazo tornam-se o fator determinante.

#### 4.3.1 O mercado de terra de primeira

##### a) Equilíbrio no curto prazo

Seja o seguinte sistema de equações:

$$L_{1t}^d = L_{1t}^d \left( r_{1t}^{(-)}, \dots \right) \quad (1)$$

$$L_{1t}^s = k \cdot S_{1t} \quad (2)$$

$$L_{1t}^d = L_{1t}^s \quad (3)$$

$$p_{1t} = p_{1t} \left( r_{1t}^{(+)}, r_{1t}^{(-)}, i, \dots \right) \quad (4)$$

onde:

$L_{1t}^d$  = quantidade demandada de serviços de terra de primeira no ano  $t$ ;

$L_{1t}^s$  = quantidade ofertada de serviços de terra de primeira no ano  $t$ ;

$k$  = constante de proporcionalidade (converte unidade de estoque em unidade de serviços);

$S_{1t}$  = estoque existente de terra de primeira em  $t$ ;

$r_{1t}$  = valor de aluguel de terra de primeira;

22. Para um exemplo desses modelos mais comuns na literatura, ver Cropper, Griffiths e Mani (1999).

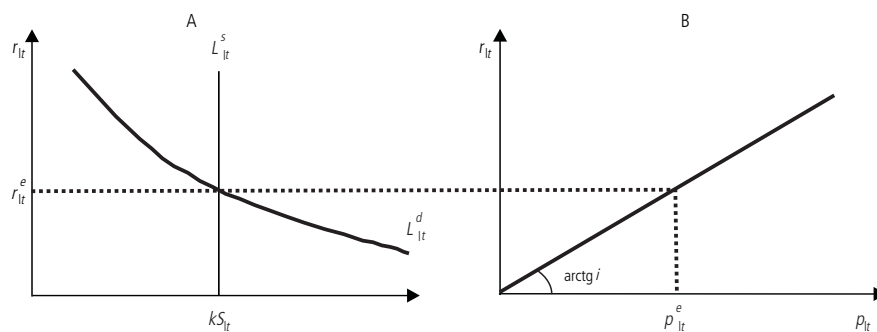
$p_{1t}$  = valor de venda (por hectare) de uma unidade de estoque de terra de primeira; e

$i$  = taxa de juros (custo de oportunidade de reter terra como ativo).

Note-se que a equação (2) expressa a hipótese usual de que a oferta de *serviços* de terra, dado o estoque existente, é absolutamente inelástica. Essa hipótese admite implicitamente que estamos tratando do produto agrícola agregado e que a terra só pode ser utilizada na agricultura. Em uma região urbanizada, entretanto, como o Estado de Illinois nos Estados Unidos, a terra tem uso alternativo, e por isso a oferta de terra para a agricultura tem uma inclinação positiva. A oferta de terra deixa de ser absolutamente inelástica, também, quando estamos focalizando uma atividade específica, e não o conjunto da atividade agrícola. A seguir, iremos supor também que haverá sempre um valor positivo do aluguel da terra que equilibra o mercado, ou seja, todo o estoque de terra será sempre usado.

Conforme mostra o Gráfico 3, a solução desse modelo segue um padrão recursivo; ela envolve, primeiro, a determinação do valor de aluguel da terra [solução A, equação (3)]; em seguida, se formaria o preço da terra de primeira, dados esse valor de aluguel e a taxa de juros [solução B e equação (4)]. Ao se supor que o preço da terra é a renda *corrente* capitalizada, admite-se, implicitamente, que essa renda corrente, assim como suas variações, são projetadas instantaneamente para o futuro, *ad infinitum*. Por outro lado, é claro que o preço da terra, como qualquer outro ativo real, pode variar no curto prazo em função de expectativas otimistas ou pessimistas sobre o mercado financeiro, mas isso será ignorado aqui.<sup>23</sup>

GRÁFICO 3  
SOLUÇÃO DO MODELO



23. É muito grande a dependência do mercado de terra no Brasil em relação às expectativas quanto ao mercado financeiro, como argumentado em Helfand e Rezende (2001) e será mostrado depois.

**b) Equilíbrio no longo prazo**

Ao sistema anterior acrescentamos, agora, a equação (5), segundo a qual o estoque de terra de primeira varia no tempo, já que esta pode ser “produzida” a partir da terra de segunda, mediante um custo por hectare de  $c_{2t}$ :

$$S_{1(t+1)} = S_{1t} + \Delta S_{1t}(p_{1t} - p_{2t}, c_{2t}) \quad (5)$$

onde:

$p_{2t}$  = valor de venda de uma unidade de estoque de terra de segunda;

$\Delta S_{1t}$  = taxa de incorporação de nova terra de primeira em  $t$ ; e

$c_{2t}$  = custo de transformar uma unidade de terra de segunda em uma unidade de terra de primeira.

Em face disso, se  $p_{1t} > p_{2t} + c_{2t}$ , então  $\Delta S_{1t}$  será positivo,  $S_{1t}$  estará se movendo para a direita no Gráfico 3(A), fazendo cair  $r_{1t}$  e  $p_{1t}$ . Eventualmente, a queda de  $p_{1t}$  fará com que  $p_{1t} \leq p_{2t} + c_{2t}$ , quando, então, o estoque de terra de primeira  $S_{1t}$  se estabilizará; esse é o equilíbrio de longo prazo do modelo. Note-se que o modelo poderia ficar mais realista se imaginássemos que a terra de primeira se deprecie, quando então o estoque dessa terra poderá diminuir no tempo, em termos absolutos. A condição de equilíbrio de longo prazo passaria, então, nesse caso, a requerer uma produção de terra de primeira em montante absoluto igual à depreciação anual do estoque.

**4.3.2 O mercado de terra de segunda**

A exemplo da terra de primeira, cujo preço é função do seu uso produtivo, a de segunda tem o preço dado também pela respectiva renda da terra capitalizada. Entretanto, já que essa terra, além de ser um *input* na função de produção de bens agrícolas, é também um *input* na função de produção da terra de primeira, o seu preço sofre a influência do preço da terra de primeira.

Suponhamos que, inicialmente, haja um estoque dado  $S_{2t}$  de terra de segunda sendo utilizado na produção agrícola. Essa terra de segunda pode ser a terra de “campo sujo” ou de “campo limpo” que, embora virgens, são terras passíveis de utilização na pecuária ou mesmo em lavoura de baixa produtividade. Essa terra de segunda pode ser, também, a terra de pastagem plantada no sistema tradicional, que não utiliza calagem nem adubação. O preço dessa terra de segunda, antes da



descoberta da possibilidade de sua conversão em terra de primeira, era dado apenas pela renda própria capitalizada, não havendo qualquer influência do preço da terra de primeira. Essa influência se dá agora de maneira complexa; antes de mais nada, deve-se notar que, mesmo após o *break through* tecnológico que tornou possível a conversão dessa terra de segunda em terra de primeira, seu preço continua sendo a renda da terra capitalizada. Assim:

$$p_{2t} = r_{2t} / i \quad (6)$$

Suponhamos então que, a esse preço,  $p_{1t} > p_{2t} + c_{2t}$ ; nesse caso, estaria havendo conversão de terra de segunda em terra de primeira, com  $S_{1t}$  aumentando e  $S_{2t}$  caindo. Com isso,  $r_{1t}$  e  $p_{1t}$  estarão caindo, enquanto  $r_{2t}$  e  $p_{2t}$  estarão aumentando, até que, no equilíbrio de longo prazo:

$$p_{1t} \leq p_{2t} + c_{2t} \quad (7)$$

quando, então, não haverá mais conversão de terra de segunda em terra de primeira, e os dois mercados estarão em equilíbrio simultâneo de longo prazo. Note-se que essa análise supõe que o setor de conversão de terra de segunda em terra de primeira é pequeno em comparação à quantidade disponível de terra de segunda, e por isso o preço dessa terra é um dado para esse setor.

Essa equação mostra que, de certa maneira, *o preço da terra de primeira forma-se à revelia do mercado do seu próprio produto, estando “ancorado” no preço da terra de segunda e no custo de conversão de uma terra em outra*. Quer dizer, o preço dessa terra será tão menor quanto mais barata for a terra de segunda e quanto menor for o custo de “produção” dessa terra de primeira. Essa equação pode ser chamada de *equação fundamental da formação do preço da terra de primeira em função do preço da terra de segunda no cerrado*.

#### 4.3.3 O mercado de terra virgem

Cabe agora considerar o caso em que a terra de primeira é produzida a partir de uma terra virgem que exista em abundância e que não gere nenhuma renda própria, agrícola ou não. Como o preço dessa terra virgem não tem nenhum piso (ao contrário do que acontece com a terra de segunda), ele vai ser determinado em função unicamente do preço da terra de primeira, devidamente descontado do custo de conversão da terra virgem em terra de primeira. Assim, como na análise

anterior do caso da terra de segunda, se  $p_{1r} > p_{vr} + c_{vr}$ , onde  $p_{vr}$  é o preço da terra virgem e  $c_{vr}$  é o custo de conversão de terra virgem em terra de primeira, então será lucrativo para o setor produtor de terra de primeira fazer a conversão. Contudo, ao elevar-se o estoque de terra de primeira, a renda e o preço dessa terra tendem a cair, até que, em equilíbrio,  $p_{1r} \leq p_{vr} + c_{vr}$ .

Embora, formalmente, essa condição de equilíbrio de longo prazo seja análoga à que foi derivada da conversão de terra de segunda em terra de primeira, há uma diferença fundamental entre ambas, pois, como a terra virgem não tem nenhuma renda própria, seu preço, de fato, é formado residualmente e, por isso, não representa um custo a ser coberto pelo preço da terra de primeira. Assim, é  $p_{vr}$  que é função de  $p_{1r}$  e não o contrário, como no caso da terra de segunda.

Pelo fato de ter um preço mas não ter uma renda própria que cubra o custo de oportunidade de retenção da terra virgem (dado no mercado financeiro), essa retenção só se pode explicar na hipótese de expectativa de valorização da terra, uma circunstância muito comum em regiões de terra virgem. A retenção de terra virgem é um fenômeno análogo à retenção de terreno urbano, cujo preço deriva do valor do imóvel que pode ser construído nesse terreno. No curto prazo, o preço desse imóvel, assim como o do terreno, é determinado unicamente pela demanda do imóvel. Mas, no longo prazo, como o imóvel pode ser construído, seu preço é determinado apenas pelo lado da oferta, ou seja, pelo seu custo de produção acrescido de um valor do terreno que refletirá fatores de localização e acesso, similares à “renda diferencial” ricardiana. Note-se que enquanto, no caso do terreno urbano, a demanda pelo imóvel é uma demanda de consumo (o imóvel é um bem de consumo durável), no caso da terra “construída” ela é uma demanda que tem por base a renda da terra, ou seja, é derivada da função produtiva que a terra tem na agricultura. Aliás, o preço da terra transformada também pode embutir uma expectativa de valorização, fundamentada na melhoria esperada de acesso. É essa expectativa de valorização da terra produzida, aliás, que dá origem à expectativa de valorização da terra virgem.

Note-se que a análise se torna mais complicada agora, porque o setor produtor de terra de primeira pode escolher entre a terra virgem e a terra de segunda como sua matéria-prima básica. Nesse caso, uma conclusão interessante é que pode se tornar inviável a conversão de terra de segunda em terra de primeira se essa última puder ser obtida, de forma mais barata, a partir da terra virgem. Essa possibilidade surge na medida em que o preço da terra virgem não é de fato um custo a ser coberto no processo de conversão de terra virgem em terra de primeira, ao contrário do que acontece quando o processo de conversão se dá a partir da terra

de segunda, que tem uma renda própria formadora de um preço que funciona como um piso a ser coberto pelo preço de mercado da terra nova de primeira.

A análise pode se estender, também, para incluir o caso de uma terra, como a pastagem plantada sem calagem nem adubação, que é “produzida” e também pode ser usada para produzir a terra de primeira; esse caso difere do anterior, de terra de segunda, que tem renda própria mas não foi produzida, como o campo limpo. Isso permitiria fazer a distinção entre produzir terra para pecuária (pastagem plantada) ou para agricultura intensiva, o que parece uma situação muito relevante para a realidade do cerrado.

É interessante ainda notar que, embora a terra virgem não tenha uma renda própria e não seja “produzida” no sentido agrônômico que vimos adotando até aqui, o seu preço não é inteiramente residual, como argumentado anteriormente, já que há custos envolvidos na sua apropriação, incluindo o custo de formação dos direitos de propriedade. Note-se, aliás, que todos os processos de formação de preço de terra discutidos até aqui pressupõem que os direitos de propriedade são bem-definidos, não surgindo, portanto, os problemas de alocação de recursos que ocorrem quando esses direitos não estão bem demarcados [ver Mueller (1997)].

Na realidade, a região Centro-Oeste não deve ser considerada uma região típica de fronteira recente, pois a ocupação da terra e o exercício de atividades agropecuárias, e mais a definição dos direitos de propriedade, são um fenômeno muito antigo, como, aliás, já foi mostrado, quando foi apresentada a Tabela 1.<sup>24</sup> Isso é corroborado na Tabela 3, que mostra que em 1980 nada menos que 60% da área geográfica do Centro-Oeste já eram ocupados por estabelecimentos agrícolas, contra apenas 11,6% na região Norte e 56,7% no Nordeste. No ano de 1996, essa percentagem tinha subido para 66%, enquanto na região Norte se manteve constante. Essa peculiaridade da região Centro-Oeste só pode ter favorecido a incorporação da inovação tecnológica recente. Considerando ainda que o Centro-Oeste, como mostrado no mapa, detém uma área grande da floresta amazônica, sem falar no Pantanal, conclui-se que a percentagem da área geográfica agricultável do Centro-Oeste incorporada em estabelecimentos agrícolas é de fato maior do que a mostrada na Tabela 4.

24. Goodman (1978) mostra que o antigo processo de ocupação se acelerou muito na década de 1960, bem antes, portanto, da moderna ocupação do cerrado.

TABELA 4  
**EVOLUÇÃO DA ÁREA TOTAL DOS ESTABELECIMENTOS COMO PERCENTAGEM DA ÁREA  
 GEOGRÁFICA DAS GRANDES REGIÕES BRASILEIRAS — 1970-1996**  
 [em %]

Anos	Regiões					Brasil
	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Norte	Nordeste	
1970	75,0	78,8	43,2	6,5	47,6	34,4
1975	78,1	80,0	49,7	9,1	50,4	37,9
1980	79,3	83,0	60,0	11,6	56,7	42,7
1985	79,0	83,1	61,6	12,6	59,0	43,9
1996	69,1	76,9	66,3	11,6	50,2	41,4

Fonte: Censos Agropecuários.

## 5 AS INOVAÇÕES TECNOLÓGICAS DO CERRADO E A TEORIA DO PROGRESSO TÉCNICO

É interessante observar em que medida as inovações tecnológicas que ocorreram na região do cerrado poderiam ser consideradas como um caso particular da famosa teoria das inovações induzidas de Hayami e Ruttan (1985). Lemos e Assunção (2002), por exemplo, assim como vários autores citados por eles, mencionam várias vezes o modelo das inovações induzidas de Hayami e Ruttan como base para explicar a forte diferenciação que encontraram entre o Centro-Oeste e as demais regiões agrícolas brasileiras, com destaque para o nível muito maior de mecanização.

A esse respeito, cabe observar, inicialmente, que Hayami e Ruttan tomam como *dada* a dotação de fatores, sem tratar da mudança de qualidade ou de quantidade de um fator por meio do emprego de capital e conhecimento, como foi o caso da terra do cerrado. Sua teoria propõe que a inovação tecnológica seja induzida pela dotação de fatores, dada historicamente, de tal maneira que o fator escasso seja poupado e o fator abundante seja usado intensivamente. Assim, por exemplo, nos Estados Unidos as inovações foram do tipo mecânico, já que pouparam o uso da mão-de-obra (fator escasso *vis-à-vis* a terra), enquanto no Japão as inovações foram químicas, uma vez que o fator escasso é a terra, enquanto a mão-de-obra é o fator abundante.

Entretanto, uma vez tornada abundante a terra de boa qualidade, não poderia então ser adotado o modelo de Hayami e Ruttan? Com efeito, poder-se-ia alegar que o modelo desses autores pode explicar o uso de *muita* mecanização na região, devido à escassez relativa de mão-de-obra, à semelhança do que se passou nos Estados Unidos. Quanto a isso, duas observações podem ser feitas: primeiro, o uso

da máquina poderia ser explicado pela teoria neoclássica convencional, como mera escolha técnica, não se tratando, assim, de inovações tecnológicas, que são o foco do modelo de Hayami e Ruttan; e segundo, o problema com o uso desse modelo e da teoria neoclássica de escolha técnica é que não se pode definir escassez ou abundância relativa de um fator em nível regional, mas apenas em nível nacional, já que os mercados de fatores são unificados em nível nacional. Diferenças em dotações de fatores só podem ser admitidas entre países, devido à fraca mobilidade internacional dos fatores. Assim, outras explicações devem ser buscadas para o maior uso de mecanização agrícola na região que não uma suposta “escassez de mão-de-obra” ou uma abundância de terra. As explicações estão, como vimos, na base de recursos naturais e na tecnologia: é a falta de *demand* de mão-de-obra (incluindo a *self-demand* da agricultura familiar), não de *oferta*, que causa a baixa densidade demográfica regional. Ao contrário dos Estados Unidos, não se pode admitir tampouco abundância de capital em nível regional, pois isso só se pode definir em nível nacional.

É interessante, por outro lado, contrastar o caso das inovações tecnológicas no cerrado com a teoria do progresso técnico de Hicks.<sup>25</sup> O problema, de novo, é que, no caso do cerrado, houve aumento na quantidade de um fator — a terra de boa qualidade, mediante a sua produção. Na teoria das inovações de Hicks, a dotação de fatores é também um dado, e o que muda é a taxa marginal de substituição técnica entre os fatores.

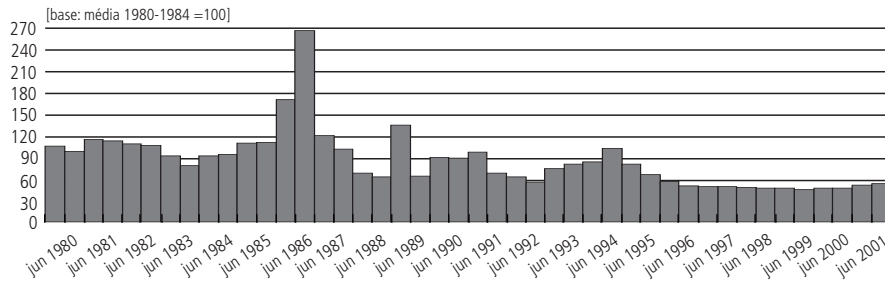
## 6 A QUEDA RECENTE DO PREÇO DA TERRA NO BRASIL E O PAPEL DO CERRADO

O Gráfico 4 apresenta o comportamento dos preços de terra de lavoura no Brasil no período de junho de 1980 a dezembro de 2001. Ele serve principalmente para exibir a grande variação do preço da terra no Brasil nas conjunturas macroeconômicas em que o risco percebido das aplicações financeiras sofreu mudanças significativas, piorando (fazendo o preço da terra subir) ou melhorando (fazendo o preço da terra cair). Praticamente, todas essas conjunturas macroeconômicas coincidiram com os planos heterodoxos de combate à inflação: Cruzado (1986), Verão (início de 1989), Collor I e II (inícios de 1990 e de 1991) e Real (1994).

No caso do Plano Real, o ciclo de alta iniciou-se, de fato, em 1993, uma vez que esse foi um plano anunciado com antecedência, ao contrário dos demais. Uma comprovação indireta de que esses fatores macroeconômicos é que respon-

25. Para uma exposição da teoria das inovações de Hicks, ver Simonsen (1971, p. 305-309) e Neher (1971, p. 117-124).

GRÁFICO 4  
BRASIL: EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE PREÇOS DE VENDA DE TERRA DE LAVOURA EM JUNHO E DEZEMBRO DE CADA ANO — 1980-2001

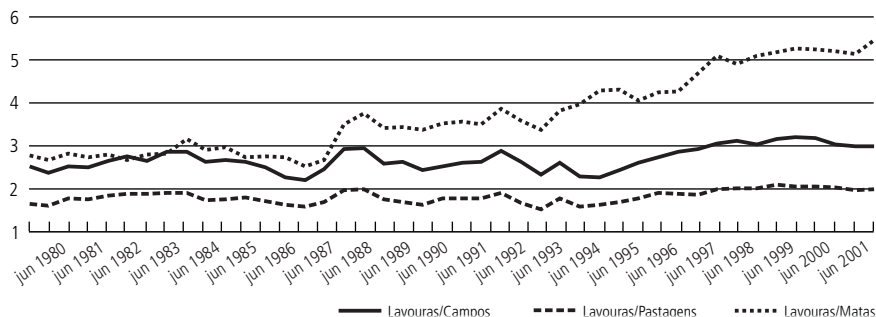


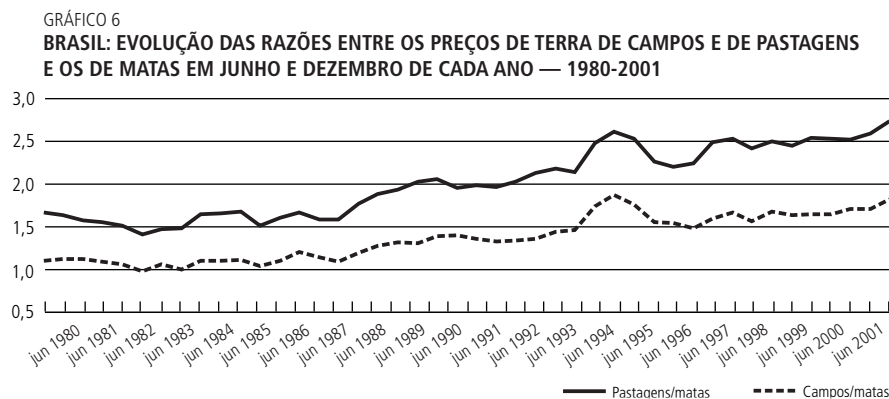
dem pelos ciclos de alta e baixa de preços de terra no Brasil é o fato de que, como mostra o Gráfico 5, todos os preços de terra (à exceção dos preços de terra de matas) subiram ou desceram nos mesmos períodos, e *na mesma proporção*, o que, evidentemente, significa que a alta não se deveu a fatores restritos à capacidade de cada tipo de terra de gerar renda, mas sim em função das peculiaridades do ativo real terra *em geral vis-à-vis* os demais ativos reais e os ativos financeiros da economia.

Note-se, contudo, que os preços das terras de matas cresceram menos, tanto em relação aos preços de terras de lavouras (Gráfico 5), quanto em relação aos preços das terras de pastagens e de campos (Gráfico 6). Essa queda pode ser devida à eficácia da política de preservação de matas nativas, já que, não podendo essas terras de matas ser convertidas em terras agricultáveis, os seus preços deveriam tender a zero, já que são preços residuais, como foi argumentado aqui.

Como decorrência do fato de que os preços de todos os tipos de terra (menos das terras de matas) apresentaram a mesma variação proporcional, as diferenças absolutas entre os preços dessas terras subiram ou desceram, acompanhando os

GRÁFICO 5  
BRASIL: EVOLUÇÃO DAS RAZÕES ENTRE OS PREÇOS DE TERRA DE LAVOURAS E OS DE CAMPOS, PASTAGENS E MATAS EM JUNHO E DEZEMBRO DE CADA ANO — 1980-2001

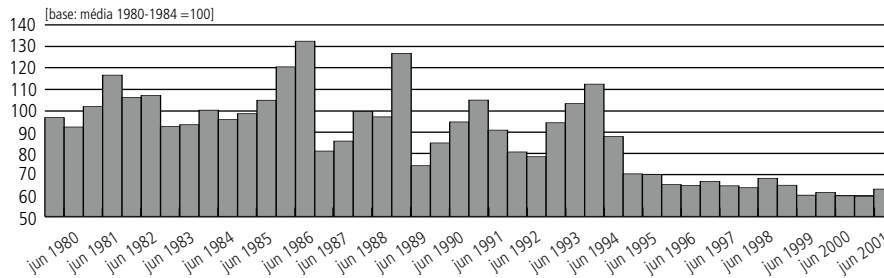




ciclos de alta ou de queda dos preços da terra. Ora, maiores ou menores diferenças absolutas entre esses preços de terra não poderiam senão afetar os processos de conversão de um tipo de terra inferior em um tipo de terra superior, já que não se pode esperar que os custos de conversão de uma terra em outra tenham variado na mesma proporção. Assim, por exemplo, a fase de alta do ciclo associado ao Plano Cruzado, em 1986, deve ter contribuído para uma grande atividade nesse setor de “produção” de terra em todo o Brasil. Goldin e Rezende (1993, p. 54) chamaram isso de “efeito estoque” (de terra), diferenciando-o do “efeito investimento agrícola” (decorrente da redução do risco associado ao investimento na agricultura, agora que os agricultores ficaram mais ricos).

O Gráfico 7, por sua vez, mostra o comportamento dos valores de aluguel de terras de lavoura no período 1980-2001. É interessante notar, antes de mais nada, que os Gráficos 4 e 7 mostram um paralelismo nas flutuações dos preços de venda e de arrendamento de terra, embora a amplitude de flutuação das séries seja muito maior para os preços de venda de terra do que para os de arrendamento. Isso porque, na realidade, é o preço de venda da terra que, nas conjunturas particulares de instabilidade macroeconômica que marcaram a economia brasileira, puxa o valor do arrendamento, e não o contrário, como acontece em condições normais, em que o valor do arrendamento aumenta primeiro e, ao ser projetado para o futuro, leva ao aumento do preço de venda da terra. Como já mencionado, nessas conjunturas associadas aos planos heterodoxos (inclusive o período 1993-1994, em que o Plano Real esteve sendo anunciado), não só o preço da terra se elevou, mas também os preços dos produtos agrícolas e dos estoques de animais, e pelas mesmas razões da alta do preço da terra. Ora, ao se elevarem os preços dos produtos agrícolas e animais, a rentabilidade na agricultura também se eleva, levando consigo os valores de arrendamento. Além disso, a elevação do preço da terra, ao

GRÁFICO 7  
**BRASIL: EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE PREÇOS DE ARRENDAMENTO DE TERRA DE LAVOURA EM JUNHO E DEZEMBRO DE CADA ANO — 1980-2001**



fazer com que os agricultores proprietários fiquem mais ricos, torna-os mais propensos ao risco; ao mesmo tempo, o aumento do valor da terra, principal colateral oferecido pelos agricultores aos bancos, faz a oferta de crédito para a agricultura se deslocar para a direita, com queda da taxa de juro no mercado de crédito agrícola.

Conforme já mostrado em trabalhos anteriores do autor [ver, por exemplo, Helfand e Rezende (2001)], em todos os planos heterodoxos ocorreu também o reverso da medalha, com as quedas dos preços da terra e do arrendamento e a derrocada dos preços agrícolas, deixando em seu rastro frustração e crise financeira na agricultura. Note-se que a análise aqui proposta implica uma crítica à idéia prevalecente de que os problemas financeiros enfrentados pela agricultura após todos os planos de estabilização foram decorrentes do “descasamento” entre as correções monetárias dos preços mínimos e do crédito rural, o qual teria ocorrido por ocasião desses planos. Além de atribuir aos preços mínimos um papel exagerado na formação dos preços de mercado — cujo comportamento, e não o dos preços mínimos, é que importa, afinal de contas —, esse argumento ignora a fase prévia de euforia que esses planos geraram na agricultura. Note-se, ainda, que um “descasamento” entre preços mínimos e crédito rural nem mesmo chegou a ocorrer em 1995 — ao contrário do que foi alardeado na época —, tendo em vista que, como mostrou Rezende (2001b), o intenso recurso à equivalência-produto fez com que a correção monetária dos preços mínimos em 1995 fosse, de fato, igual à do crédito rural.<sup>26</sup>

26. Para uma exposição recente desse argumento do “descasamento” como a causa dos problemas que a agricultura enfrentou nos planos de estabilização heterodoxos, ver Santo (2001, p. 82-83). Ao contrário da maioria dos autores, Santo (*op.cit.*, p. 82) toma o cuidado de notar que “na época, os preços mínimos eram mais importantes que hoje no condicionamento da renda dos produtores”. Note-se que esse argumento econômico do “descasamento” como causa das crises financeiras agrícolas tem reforçado um número muito grande de ações dos agricultores na Justiça pedindo o “recálculo” da dívida agrícola, sob a alegação de que a legislação sobre crédito agrícola “prende” a correção monetária do crédito rural à dos preços mínimos. Sobre isso, ver Oliveira (2002, p. 12-16) e *Panorama Rural* (s.d., p. 18-20).



Um outro fato marcante revelado pelo Gráfico 4 é a forte queda que ocorreu nos preços de terra entre o início da década de 1980 e o final da de 1990. Com efeito, pode-se ver que os preços de terra caíram de um índice 100, na primeira metade da década de 1980, para um índice em torno de 50, na segunda metade da de 1990, uma queda, portanto, de 50%. Essa queda do preço de terra no Brasil foi atribuída à queda da inflação pós-Plano Real [ver Ferreira Filho (1999)], o argumento sendo que a inflação alta torna o mercado financeiro mais arriscado, o que faz aumentar a demanda por terra como ativo. Outros autores [ver Brandão, Sorias Filho e Brandão (2001, p. 98-100)] chamam a atenção, também, para o fato de que o período pós-Plano Real foi marcado por maiores taxas de juros. Isso de fato ocorreu, sobretudo no primeiro período do Governo Fernando Henrique, como mostra o Gráfico 8. Nota-se, também, uma volatilidade menor da taxa de juro no período do Real. A Tabela 5 apresenta esses fatos de forma mais concisa e ainda mais clara.

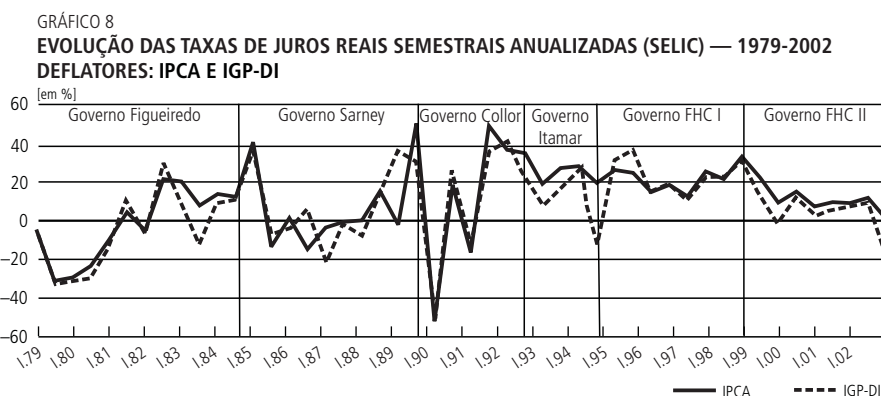


TABELA 5  
BRASIL: MÉDIAS SIMPLES E COEFICIENTES DE VARIAÇÃO DAS TAXAS DE JUROS REAIS SEMESTRAIS ANUALIZADAS — 1979-2002

Períodos	Governos	Média simples (%)		Coeficiente de variação	
		Deflator IPCA	Deflator IGP-DI	Deflator IPCA	Deflator IGP-DI
1979.I-1984.II	Figueiredo	-2,18	-5,53	-8,45	-3,50
1985.I-1989.II	Sarney	7,04	7,83	3,08	2,57
1990.I-1992.II	Collor	10,88	10,68	3,62	3,27
1993.I-1994.II	Itamar	23,05	9,70	0,21	1,71
1995.I-1998.II	Fernando Henrique I	21,74	23,22	0,31	0,38
1999.I-2002.II	Fernando Henrique II	10,34	3,38	0,59	2,95

Como se pode ver com ajuda do Gráfico 7, o valor de arrendamento de terra também caiu, e no mesmo ritmo que o preço de venda de terra, nesse período mais recente. Como mostra a Tabela 6, esse fenômeno de queda do valor de aluguel de terras foi mais expressivo exatamente nas regiões agrícolas mais importantes do Centro-Sul, com destaque para os estados do Centro-Oeste.<sup>27</sup>

De um ponto de vista estritamente teórico, a queda da inflação e/ou a elevação da taxa de juros não teriam como afetar também o valor de aluguel de terra e muito menos fazê-lo cair na mesma proporção do preço de venda de terra. Com efeito, de acordo com o modelo de mercado de terra apresentado aqui, o valor de aluguel de terra depende apenas da demanda e da oferta de *serviços* de terra, a demanda dependendo apenas da rentabilidade da produção agrícola e a oferta sendo absolutamente inelástica, só mudando com variação no estoque de terra. A menos que se mostre como mudanças no preço de terra possam afetar esse mercado de serviços de terra, a evidência de queda simultânea (e na mesma proporção) dos preços de arrendamento e de venda de terra na verdade contraria a hipótese de que o preço de venda tenha caído por causa da queda da inflação e/ou da alta da taxa de juros.

Entretanto, se se admitir, como foi sugerido, que variações no preço de terra afetam positivamente a demanda de investimento agrícola e têm um efeito positivo sobre a oferta de crédito para a agricultura, então uma queda do preço de terra, como aconteceu após 1995, pode de fato ter sido acompanhada de uma queda no valor de aluguel, embora não necessariamente na mesma proporção.<sup>28</sup>

Uma hipótese alternativa de explicação desse comportamento recente dos preços de venda e de arrendamento de terra é que a queda desses preços tenha decorrido do aumento do estoque de terra no cerrado, fenômeno que teria atuado no longo prazo e que deve ter afetado principalmente as áreas agrícolas do Centro-Sul, onde o mercado de terra é mais integrado. A vantagem dessa hipótese é que ela prevê que os dois preços — o de venda e o de aluguel — deveriam ter caído na mesma proporção, fato que não é fácil de explicar à luz das hipóteses discutidas anteriormente, formuladas na literatura para explicar o fenômeno. Esse efeito da expansão do estoque de terra no cerrado sobre o mercado nacional de terra não

27. Note-se que o Estado de Goiás apresenta também uma queda expressiva no valor de arrendamento, mas não foi incluído na tabela porque as séries de preços de terra e arrendamento da FGV não são comparáveis antes e depois de 1989, quando o Estado de Tocantins foi criado.

28. Note-se que Ferreira Filho (1999) também apontou esse efeito adverso da queda do preço de terra sobre o nível de investimento na agricultura. Por outro lado, Dias e Amaral (s.d.) sugeriram que a queda ocorrida nesse período recente (antes da desvalorização cambial de 1999) nos preços dos insumos substitutos de terra, como fertilizantes e defensivos, também contribuiu para a queda no preço de terra. Note-se, contudo, que esse argumento pode explicar a queda no valor do aluguel, mas não a queda no preço de terra, a menos que se suponha que essa mudança no aluguel fosse projetada integralmente para o futuro, o que é uma hipótese pouco provável.

TABELA 6  
**ÍNDICES DE PREÇOS DE VENDA (PV) E DE ARRENDAMENTO (PA) DE TERRA DE LAVOURA — 1996-2000**  
 [base: média de 1980-1984 = 100]

		1996	1997	1998	1999	2000
Brasil	PA	65	65	66	62	60
	PV	53	48	47	45	47
Minas Gerais	PA	64	57	57	57	55
	PV	55	49	52	52	51
Paraná	PA	49	52	49	47	44
	PV	54	51	49	45	47
Santa Catarina	PA	54	55	52	49	48
	PV	78	70	69	63	65
Rio Grande do Sul	PA	50	53	52	48	48
	PV	44	45	49	46	47
Mato Grosso do Sul	PA	34	33	31	30	30
	PV	53	46	43	40	44
Mato Grosso	PA	49	48	42	43	46
	PV	61	55	52	50	53
Espírito Santo	PA	141	123	129	112	94
	PV	71	51	45	45	51
Rio de Janeiro	PA	168	181	152	125	114
	PV	51	49	47	47	46
Maranhão	PA	52	60	67	62	55
	PV	89	71	84	93	77
Rio Grande do Norte	PA	119	98	110	98	86
	PV	100	67	66	73	78
Ceará	PA	84	74	94	75	76
	PV	39	39	38	42	42
Paraíba	PA	111	103	107	103	86
	PV	35	34	36	29	26

(continua)

(continuação)

		1996	1997	1998	1999	2000
Pernambuco	PA	111	101	141	144	142
	PV	76	53	49	44	39
Sergipe	PA	218	131	152	116	107
	PV	78	75	69	53	57
Bahia	PA	168	181	211	227	180
	PV	50	42	42	40	35

Fonte: FGV.

teria sido possível identificar no período anterior a 1995, em face da grande instabilidade do preço de terra, fruto da instabilidade macroeconômica.

## 7 IMPLICAÇÕES PARA A POLÍTICA DE MEIO AMBIENTE

Como já mencionado na introdução, a ocupação agrícola do cerrado tem sido muito criticada do ponto de vista ambiental, em função de dois problemas principais. Em primeiro lugar, essa ocupação estaria sendo caracterizada pelo uso predatório dos recursos naturais — especialmente no que se refere aos mananciais de água. Em segundo lugar, estaria havendo uma ameaça à preservação da biodiversidade do cerrado, já que, segundo Buschbacher (2000, p. 9), como resultado dessa ocupação, “apenas cerca de 20% do bioma Cerrado ainda possuem uma vegetação nativa em estado relativamente intacto”.

A análise apresentada aqui permite discutir de maneira mais adequada as estratégias de política ambiental para o cerrado. Como ponto de partida, deve-se reconhecer, contudo, o fato de que, ao contrário da Amazônia, onde, devido à baixa aptidão agrícola das terras, o custo de oportunidade da preservação da floresta é baixo, no caso do cerrado, onde a terra adquire aptidão agrícola de maneira relativamente barata, esse custo de oportunidade é alto, com exceção das áreas onde essa aptidão agrícola é baixa (devido ao terreno arenoso ou ao relevo acidentado, por exemplo). Uma vez que, segundo a Embrapa, essas regiões somam um total de 77 milhões de hectares, superando o mínimo de 20% requerido pelo código florestal, seria o caso de se adotar um *zoneamento* na política ambiental brasileira no caso específico do cerrado, restringindo-se a essas regiões de baixa produtividade agrícola a proibição de desmatamento e de abertura de novas áreas à atividade agrícola, criando-se grandes parques nacionais onde se preservaria o meio ambiente e a biodiversidade. Esse zoneamento deveria levar em conta a pró-

pria biodiversidade, já que poderá haver regiões com grande potencial agrícola mas também muito importantes do ponto de vista da biodiversidade. O que não é possível é continuar com a política atual de proibição de 20% da área de todo e qualquer estabelecimento agrícola, independentemente de seu tamanho ou localização, e muito menos de se pretender aumentar ainda mais essa proibição (para 35% da área dos estabelecimentos), como consta do projeto de lei em discussão no Congresso.<sup>29</sup>

A propósito desse tema de política ambiental para o cerrado, cabe criticar a proposta de “moratória” para o cerrado, promovendo-se a recuperação, para fins agrícolas, das pastagens “degradadas” e proibindo-se a incorporação de novas áreas de cerrado.<sup>30</sup> O problema com essa proposta, além de não diferenciar entre as regiões em função de seu potencial agrícola e da própria biodiversidade, é o fato de que essa restrição de “construção de solo” a terras hoje utilizadas em pastagens, mesmo que “degradadas”, fará o preço da terra de primeira do cerrado subir, pois a produção de terra agrícola superior a partir de terra de pastagem, mesmo “degradada”, resulta em uma terra mais cara do que a alternativa da conversão de terra virgem, pois, como mostrou o modelo apresentado neste trabalho, a terra de pastagem tem um preço próprio, enquanto a terra virgem, não-passível de uso agrícola, não tem esse preço próprio, sendo, portanto, residual. Aliás, não é à toa que se observa, hoje, uma contínua expansão da agricultura em direção às terras virgens, em vez de se intensificar o uso das áreas já ocupadas, mediante a conversão de áreas de pastagens (“degradadas” ou não) em áreas de lavoura.

Além disso, essa política de restrição da ocupação de novas áreas de cerrado, ao limitar o processo de criação de terra de primeira, poderia fazer o preço de terra aumentar no Brasil. Isso reduziria a competitividade internacional do Brasil na agricultura, aumentando os preços dos produtos agrícolas domésticos, inclusive os alimentos básicos, com conseqüências adversas sobre os grupos mais pobres da população. Além disso, na medida em que um menor preço da terra facilita sua aquisição por parte dos pequenos agricultores e barateia o programa de reforma

29. Para uma crítica interessante a essa política ambiental, ver Cunha (1994, p. 197-200). Ver Ibama (2002, p. 261-262), sobre essa proposta de mudança do código florestal. A grande diversidade de potencial agrícola presente nas regiões de cerrado é bem caracterizada pela comparação entre Rio Verde e Silvânia, regiões objeto de estudo em Buschbacher (2000, p. 27-56). Em forte contraste com Rio Verde, no caso de Silvânia a “intensificação agrícola” não é viável, e por isso mesmo a agricultura familiar se manteve, embora com baixa produtividade. Em Silvânia, ainda segundo Buschbacher (*op. cit.* p. 49), “fatores físicos e geográficos não eram favoráveis: a topografia não é muito suave, não existe nenhuma fonte local de calcário e os centros de consumo estão distantes”. Nessas condições, seria totalmente irracional, do ponto de vista social, restringir a atividade agrícola, igualmente, em Rio Verde e em Silvânia, se for indiferente do ponto de vista de preservação da biodiversidade. É claro, de qualquer modo, que toda preservação ambiental tem de ser cotejada por seu custo, em termos de redução do produto social.

30. Essa proposta é apresentada em Abramovay (1999). Para uma excelente discussão desse problema das pastagens “degradadas”, ver Shiki (1997).

agrária do governo, a restrição de ocupação de novas áreas no cerrado acabaria tendo efeitos desastrosos do ponto de vista distributivo.

Argumentar em defesa da continuidade de incorporação de terras virgens de cerrado não implica negar a necessidade de se buscarem formas sustentáveis de uso dos recursos naturais. A esse respeito, um dos mais graves problemas de uso dos recursos naturais nas regiões de cerrado é o uso predatório dos recursos hídricos. Enquanto o rigor climático torna muito alta a rentabilidade privada da irrigação no cerrado,<sup>31</sup> o custo de obtenção dessa água tem sido zero, o que é uma completa irracionalidade econômica, do ponto de vista social. A esse respeito, é interessante considerar não só as medidas propostas em Cunha (1994, p. 198), que sugere que o governo, “em vez de simplesmente proibir, ‘alugue’ [dos proprietários] a área a ser protegida”, e crie também uma tributação adicional, à Pigou, das atividades que estejam dilapidando os recursos hídricos no cerrado. O governo deveria, também, desativar as políticas atuais de incentivo a essas atividades agrícolas que estejam usando de forma predatória esses recursos hídricos.

## **8 IMPLICAÇÕES PARA AS POLÍTICAS DE REFORMA AGRÁRIA E DE FOMENTO DO EMPREGO ASSALARIADO RURAL E DA AGRICULTURA FAMILIAR**

Um zoneamento pode também ser necessário para o sucesso da política de reforma agrária do governo na região Centro-Oeste, de maneira a minimizar o risco de se promoverem assentamentos em áreas inadequadas, como a do “Assentamento Penha”, estudado por Silva (1999), já citado, seja por requererem grandes necessidades de capital e de recursos humanos para o exercício da atividade agrícola, seja por se caracterizarem por um rigor climático mais agudo. Esse zoneamento deveria, antes de mais nada, indicar as áreas de alta fertilidade natural, como a de Dourados — onde prevalece a terra roxa —, excluindo assim os cerrados propriamente ditos.

Devido à grande extensão dos cerrados, é realmente um grande golpe contra a reforma agrária no Brasil não se poder incluí-los nessa política. Note-se, contudo, que esta conclusão vai contra a opinião prevalecente, entre os especialistas, de que o cerrado se presta ao programa de reforma agrária. Por exemplo, Shiki (1998, p. 8) fala de um “grande potencial do Centro-Oeste para a implementação da Reforma Agrária e para a constituição de uma agricultura familiar e diversificada na região” e chega a afirmar que haveria “uma disponibilidade imensa de terras e condições objetivas para uma efetiva Reforma Agrária na região”.

31. A este respeito, Goedert (1989, p. 10) afirma que a prática de irrigação “amplia muito as oportunidades de utilizar intensivamente os demais recursos e os fatores de produção, pois permitirá a obtenção de mais de uma safra por ano e diminuirá os riscos decorrentes da distribuição irregular das chuvas”.

A verdade, entretanto, é que assentamentos de tipo tradicional, em que o governo se limita a dividir a área e “assentar” os beneficiários — que passam então a explorar a terra dentro de condições muito limitadas no que se refere aos recursos financeiros e à capacitação tecnológica —, são totalmente inviáveis em áreas de cerrado, que requerem não só uma “construção do solo” inicial, mas, posteriormente, uma manutenção desse solo, sob pena de ocorrer uma reversão à situação inicial de baixa aptidão agrícola. Esse é, aliás, o risco que o governo está correndo com a aquisição da Fazenda Itamaraty Sul (que, assim como a Itamaraty Norte, já mencionada, pertencia ao banqueiro Olacyr de Moraes) e seu seccionamento em pequenos lotes individuais, dentro desse programa convencional de reforma agrária. Em pouco tempo, os beneficiários dessa reforma agrária, incapazes de obter sucesso nessas terras, ou as venderão (de forma irregular, naturalmente) ou permanecerão nelas, *ad eternum*, sustentados pelo governo, nenhum desses resultados devendo ser, naturalmente, objetivos válidos para a reforma agrária.

Para tentar contornar o problema da inviabilidade da reforma agrária no cerrado no modelo tradicional, um modelo alternativo teria de ser adotado. Embora esse assunto requeira pesquisa adicional, é possível, em caráter muito preliminar, sugerir algumas características principais para esse novo modelo. Em primeiro lugar, esse modelo incluiria uma etapa inicial em que a “construção do solo” se daria de forma centralizada, por conta do governo, e só depois a área seria dividida, em pequenas unidades. O custo desse investimento seria cobrado posteriormente do assentado, que receberia também assistência técnica visando à manutenção da fertilidade da terra. Deveria ser evitado a todo o custo adotar, neste caso, a prática do modelo tradicional, de concessão de crédito diretamente ao agricultor assentado para ele fazer essa “construção do solo”, devido ao alto custo por hectare e pelo desconhecimento técnico do assentado, sendo provável que esse crédito seja desviado para consumo. Um outro elemento fundamental nesse novo modelo de reforma agrária no cerrado seria a tentativa de se formar um mercado de aluguel de máquinas, de maneira a viabilizar a produção mecanizada nas pequenas propriedades. Seria necessário, também, viabilizar a comercialização da produção, que deve se especializar em grãos e em pecuária, devido às limitações climáticas do cerrado — esse problema climático força a identificação de atividades não-agrícolas para os assentados, capazes de ocupar a mão-de-obra e gerar renda no período seco.

Naturalmente, uma reforma agrária com essas características é tão necessária nas condições do cerrado quanto difícil de ser implementada. Além de ser muito cara e muito exigente em termos de um programa de treinamento dos assentados, ela requer uma capacitação técnica e administrativa do órgão executor (o Incra) que simplesmente não existe. Em face dessas dificuldades, é mais adequado fo-

mentar o emprego assalariado agrícola, atuando nas restrições que hoje pesam sobre o mercado de trabalho agrícola. Isso inclui, basicamente, uma flexibilização da legislação trabalhista e uma redução da carga tributária que incide sobre a mão-de-obra. Note-se que, no caso da agricultura, a solução desse problema de mercado de trabalho é bem mais complicada do que no meio urbano, pois seria necessário encontrar uma fórmula que tanto permita ao empregador não ter de manter o empregado no período morto, quando realmente não precisa dele, quanto encontrar trabalho agrícola alternativo na região do cerrado para esse empregado durante o período seco.

Assim, soluções como a das “vilas rurais”, adotada pelo governo do Paraná,<sup>32</sup> não parecem viáveis no cerrado, a menos que se encontrem atividades rurais não-agrícolas para essa mão-de-obra. Note-se, contudo, que essa atividade complementar da mão-de-obra na entressafra do cerrado pode ser exercida em outras regiões, onde não se verifique o problema climático que ocorre no cerrado. Nesse caso, haveria uma migração sazonal, semelhante, aliás, às que já foram muito comuns no Brasil: várias regiões agrícolas em São Paulo buscavam mão-de-obra em regiões longínquas, às vezes do Norte de Minas; no Nordeste da cana, ficaram famosos os “corumbas”, que migravam do agreste para a zona da mata. Seria interessante estudar por que esses mecanismos de mercado de trabalho foram abandonados, e o que isso teve que ver com a rigidez de nossa legislação trabalhista, como o excessivo poder da Justiça do Trabalho, ou ainda como a elevada carga tributária que incide sobre a mão-de-obra.

Finalmente, cabe considerar as possibilidades de ampliação de uma produção agrícola em escala inferior à que hoje predomina no cerrado. Em particular, cabe considerar as possibilidades de se ampliar o escopo da agricultura familiar no cerrado, o que provavelmente teria impactos positivos sobre o emprego da mão-de-obra, pois, sendo a mão-de-obra, nessa forma de produção, uma espécie de custo fixo, há uma tendência a se aproveitar melhor as possibilidades de emprego dessa mão-de-obra, o que é especialmente necessário numa região com tamanhas restrições climáticas como o cerrado.

---

32. Para uma discussão a respeito dessas “vilas rurais”, ver Fundação Getúlio Vargas (1998). Segundo a FGV, de 1995 a 1998 foram criadas 156 vilas em 138 municípios, beneficiando 5.934 famílias no Paraná. Ao criar essas “vilas rurais”, o governo do Paraná, sabendo-o ou não, nada mais fez do que colocar em prática uma proposta antiga de Rangel (2000, p. 97 e 103-106), para quem, em face da extensão à agricultura, em 1963, da legislação trabalhista, o que redundou na expulsão da mão-de-obra que vivia dentro do latifúndio e produzia para seu autoconsumo no período morto, dever-se-ia recriar essa produção de subsistência agora fora do latifúndio, tudo parecido com as “vilas rurais” criadas no Paraná. Segundo Rangel, essa “propriedade minifundiária familiar” garantiria a um só tempo uma oferta estável de mão-de-obra para a monocultura — assegurando, assim, o desenvolvimento capitalista da agricultura — e uma ocupação tanto para os membros da família (mulheres, crianças e velhos) fora do mercado de trabalho quanto para os próprios trabalhadores inseridos no mercado de trabalho agrícola, durante o período morto.



A esse respeito, uma medida que parece recomendável é a promoção do mercado de aluguel de máquinas na região, já que, conforme a análise apresentada, é a falta desse mercado que leva à predominância da produção em grande escala no cerrado, e não a suposta existência de economias de escala. A reforma na legislação trabalhista aplicável à agricultura e a redução da carga tributária incidente sobre a folha de pagamento também poderão favorecer a expansão da agricultura familiar no cerrado, já que viabilizam o emprego da mão-de-obra assalariada e desestimulam a mecanização, que, como se viu, é o que leva ao predomínio da produção em grande escala no cerrado.

## 9 SUMÁRIO E CONCLUSÕES

Este trabalho propôs que a ocupação moderna do cerrado deve ser analisada à luz de um modelo de mercado de terra em que se verifica um contínuo aumento do estoque de terra de boa qualidade, através da conversão tanto de terras agricultáveis (inclusive terras virgens), de qualidade inferior, e de terras virgens não utilizáveis na agricultura. Essa conversão de terras inferiores em terra de boa qualidade envolve, na prática, uma verdadeira “construção do solo”, na expressão feliz de Cunha, já citado. Esse aumento do estoque de terra agrícola de boa qualidade, por sua vez — e, ainda mais do que isso, a *perspectiva* de um contínuo aumento desse estoque, fruto não só da abundância e do baixo preço das terras passíveis de serem convertidas, mas também do custo relativamente baixo dessa conversão —, é que manteve baixo o preço da terra de cerrado, não obstante a rapidez e o vulto da ocupação agrícola.

O trabalho argumentou, também, que é esse baixo preço da terra do cerrado que explica o *product mix* regional, formado de atividades que usam intensivamente a terra. O predomínio dessas atividades — basicamente grãos e pecuária de corte — se deveria, também, ao rigor climático do cerrado, que elimina a competição pelo uso da terra por parte de outras atividades, como lavouras permanentes.

Note-se que essa expansão agrícola no cerrado também contou com o estímulo provido pela melhoria de infra-estrutura e, principalmente, do sistema de transporte, com a conseqüente redução do custo de transporte, como argumentado em Castro e Rezende (2001). Foi, afinal, a política geral de ocupação do Centro-Oeste que levou o governo não só a criar Brasília, mas também a realizar grandes investimentos em infra-estrutura e em pesquisa agrícola. Esse estímulo à pesquisa agrícola é que fez resultar, afinal de contas, a revolução tecnológica analisada aqui. É claro, contudo, que sem essa “construção do solo”, a expansão agrícola retratada neste trabalho — e mesmo a pressão para melhoria de infra-estrutura — simples-

mente não teria ocorrido, permanecendo a região com as atividades entrelaçadas de lavoura (arroz, principalmente) e pecuária, ambas de baixa produtividade.

É interessante notar, também, que a redução do custo de transporte e o *break through* tecnológico que levou ao aumento do potencial agrícola do cerrado afetam de maneira diferente o preço de terra. Enquanto a redução do custo de transporte faz necessariamente aumentar o preço de terra na fronteira e cair nas regiões mais próximas do mercado consumidor, o *break through* tecnológico tem um efeito ambíguo sobre ele. Por um lado, como a qualidade da terra melhora no cerrado, seu preço tende a aumentar; mas, por outro, o aumento na quantidade dessas terras tem o efeito contrário de fazer cair o preço de terra não só na fronteira como no resto do país.

O trabalho apresentou também as razões para o predomínio hoje, na agricultura do cerrado, da produção em grande escala. Argumentou-se que isso está estreitamente associado às maiores vantagens econômicas da mecanização e à própria estrutura agrária preexistente, fundada na grande propriedade. Apontou-se, também, que essa maior “aptidão à mecanização”, num país onde se procura literalmente *fugir* da mão-de-obra assalariada na agricultura, tornou a região mais competitiva, reforçando-se ainda mais o importante papel exercido, nesse sentido, pelo baixo preço da terra. Essa maior competitividade regional já se expressa, inclusive, na migração de agricultores americanos para produzir no cerrado.

Mostrou-se, também, por que o cerrado é refratário à agricultura familiar — especialmente a pequena —, com as conseqüências indesejáveis de uma estrutura agrária concentrada. Procurou-se mostrar que, ao contrário do que comumente se pensa, essa estrutura agrária concentrada não é fruto de políticas agrícolas inadequadas — como, por exemplo, a tão falada política de crédito rural —, mas da natureza mesma dos recursos naturais, da tecnologia e do próprio baixo preço da terra.<sup>33</sup> Isso não significa, contudo, como se procurou ilustrar, com algumas sugestões de novas políticas, que políticas públicas — agrícolas e não-agrícolas — não possam atuar no sentido de, no futuro, se buscar uma desconcentração da estrutura agrária no cerrado, bastando, para isso, que se entendam melhor os fatores causais envolvidos, o que foi o objetivo deste trabalho.

33. Ver Goodman (1978) para um exemplo de trabalho que atribuiu às políticas públicas — especialmente ao crédito rural — a culpa pelo padrão concentrador do moderno desenvolvimento agrícola do cerrado, já no seu período inicial, objeto de análise do autor. O fato, contudo, é que as políticas — especialmente o crédito — mudaram dramaticamente ao longo da década de 1980, e o padrão concentrador se manteve intacto, mostrando que fatores mais fundamentais, ligados aos recursos naturais, à tecnologia e ao baixo preço da terra, é que, desde o início, já ditavam os rumos do desenvolvimento agrícola no cerrado. Por sua vez, Sanders e Bein (1976) acertaram ao recomendar que a pesquisa agrícola deveria se voltar para inovações químicas e o desenvolvimento de variedades adaptadas ao cerrado, e erraram totalmente ao duvidar que o governo fosse trilhar esse caminho, em vez de continuar subsidiando a mecanização.

O trabalho procurou contribuir, também, para a discussão da melhor estratégia de política ambiental para o cerrado. Propôs-se, nesse sentido, a necessidade de um zoneamento, que permitisse a preservação ambiental em grau maior apenas nas regiões de menor potencial agrícola, minimizando-se, assim, o impacto adverso dessa política sobre a produção agrícola, sobre a balança comercial e até mesmo sobre a pobreza. Essas regiões de menor aptidão agrícola e de grande interesse de preservação ambiental deveriam ser desapropriadas e reunidas em grandes parques nacionais.

Ainda a respeito da política ambiental, o trabalho apontou que se deve esperar de fato que o cerrado tenda a apresentar um problema de uso predatório dos recursos hídricos mais sério que as demais regiões do país, uma vez que a rentabilidade privada do uso da irrigação tende a ser maior no cerrado, devido ao rigor climático. Medidas que estimulem o uso mais racional da água são, portanto, plenamente justificadas.

Finalmente, o modelo de mercado de terra com “produção” de terra apresentado neste trabalho, e a própria evidência recente de forte queda nos preços de venda e de arrendamento de terra no Brasil, não deixam dúvidas quanto à necessidade de se reverem as análises econométricas do preço de terra no Brasil (inclusive aquelas da lavra deste autor), de maneira a se incluírem as variações nos estoques de terra, em resposta tanto às variações de preços de terra quanto às inovações tecnológicas. O que não se pode mais é continuar adotando modelos que só levam em conta os fatores do lado da demanda de terra, na hipótese implícita de que o estoque de terras — sobretudo o estoque de terras de boa qualidade, que tomou o lugar do estoque de terra ruim que existia nas regiões de cerrado — é um *dado*, uma hipótese que, como se viu aqui, é completamente inadequada para o Brasil.

#### BIBLIOGRAFIA

- ABRAMOVAY, R. *Moratória para os cerrados — elementos para uma estratégia de agricultura sustentável*. Consórcio Atech/Museu Emilio Goeldi/Procan, Agenda 21, 1999, mimeo.
- . Novas fronteiras da agricultura familiar. *Gazeta Mercantil*, v. 17, out. 2001.
- BAIARDI, A. *A consolidação da moderna agricultura familiar no oeste baiano: de colonos a neo-farmers*. Trabalho apresentado no XL Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Passo Fundo (RS), 28 a 31 de julho de 2002.
- BRANDÃO, A. S. P., SORIAS FILHO, G., BRANDÃO, A. P. Land markets and rural poverty alleviation. In: WORLD BANK. *Rural poverty alleviation in Brazil: towards an integrated strategy*. Washington, v. II, Cap. 4, Dec. 2001.
- BUSCHBACHER, R. (coord.). Expansão agrícola e perda da biodiversidade no cerrado. Origens históricas e o papel do comércio internacional. *Série Técnica*, Brasília: WWF-Brasil, v. VII, nov. 2000.

- CARNEIRO, F. G. An assessment of rural labor markets in the 1990s. In: WORLD BANK. *Rural poverty alleviation in Brazil: towards an integrated strategy*. Washington, v. II, p. 57-93, Dec. 2001.
- CASTRO, N., REZENDE, G. C. *Relatório final da pesquisa sobre a expansão agrícola nos cerrados e o papel das políticas de preços mínimos, de crédito rural e de transportes*. Trabalho apresentado ao CNPq e à Rede-IPEA, Rio de Janeiro, nov. 2001.
- CROPPER, M., GRIFFITHS, C., MANI, M. Roads, population pressures, and deforestation in Thailand, 1976-1989. *Land Economics*, v. 75, n. 1, p. 58-73, Feb. 1999.
- CUNHA, A. dos S. (coord.). *Uma avaliação da sustentabilidade da agricultura nos cerrados*. 2 v. Brasília: IPEA, 1994 (Série Estudos de Política Agrícola, Relatórios de Pesquisas, 11).
- DIAS, G., AMARAL, C. *Comportamento do mercado de terras agrícolas*. São Paulo: USP, s.d.
- DINIZ, C. C. *Capitalismo, recursos naturais e espaço: análise do papel dos recursos naturais e dos transportes para a dinâmica geográfica da produção agropecuária e mineral no Brasil e seus efeitos no padrão regional brasileiro*. Unicamp, 1987 (Tese de Doutorado em Economia).
- FERREIRA FILHO, J. B. de S. Os desafios da estabilização econômica para a agricultura brasileira. In: GOMES, M. F. M., COSTA, F. A. da (eds.). *(Des)equilíbrio econômico e agronegócio*. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1999.
- FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. Reforma agrária: o que fazer. *Revista Conjuntura Econômica*, v. 52, n. 12, p. 3-5, dez. 1998.
- GOEDERT, J. G. Região dos cerrados: potencial agrícola e política para seu desenvolvimento. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 24, n. 1, p. 1-17, 1989.
- . Estratégias de manejo das savanas. *Las sabanas americanas: aspectos de biogeografía, ecología y utilización*. Venezuela: Mérida, p. 191-218, 1990.
- GOLDIN, I., REZENDE, G. C. de. *A agricultura brasileira na década de 80: crescimento numa economia em crise*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.
- GOODMAN, D. Expansão de fronteira e colonização rural: recente política de desenvolvimento no Centro-Oeste do Brasil. In: BAER, W. et alii (coords.). *Dimensões do desenvolvimento brasileiro*. Rio de Janeiro: Campus, 1978.
- GUANZIROLI, C. et alii. *Agricultura familiar e reforma agrária no século XXI*. Rio de Janeiro: Garamond, 2001.
- GUIMARÃES, J. H. *Agroanalysis*, v. 22, n. 9, p. 4-7, nov. 2002.
- HAYAMI, Y., RUTTAN, V. W. *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1985.
- HELFAND, S. M., REZENDE, G. C. de. A agricultura brasileira nos anos 1990: o impacto das reformas de políticas. In: GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. C. P. R. da. *Transformações da agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, p. 213-234, 2001.
- HIRSCH, R. G. et alii. *Comparação da produção e da comercialização de soja entre Mato Grosso-Brasil e Illinois-EUA*. Piracicaba: Esalq/USP, dez. 2001 (Monografia de Residência).
- IBAMA. *GEO Brasil 2002 — perspectivas do meio ambiente no Brasil*. Brasília: Edições Ibama, 2002.

- IBGE. *Sistema de contas nacionais. Tabelas de recursos e usos. Metodologia*. Dez. 1997 (Texto para Discussão, 88).
- ISTOÉ. Verde que te quero dólar, n. 1.742, p. 38-44, 19 de fevereiro de 2003.
- JANK, M. S., PESSOA, A. S. M. *Grain markets: a South-American perspective*. Trabalho apresentado no Agricultural Outlook Forum 2002, organizado pelo USDA, em Arlington (VA), Estados Unidos, 21 e 22 de fevereiro de 2002.
- LEMONS, M. B., ASSUNÇÃO, J. J. Desenvolvimento agrícola brasileiro: uma proposta de regionalização. *Economia*, v. 3, n. 1, p. 159-192, jan./jun. 2002.
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO AGRÁRIO. *Novo retrato da agricultura familiar — o Brasil redescoberto*. Brasília: Incra, fev. 2000.
- MUELLER, B. Property rights and the evolution of a frontier. *Land Economics*, v. 73, n. 1, p. 42-57, Feb. 1997.
- NEHER, P. A. *Economic growth and development: a mathematical introduction*. New York: John Wiley & Sons, 1971.
- NEW YORK TIMES. U.S. farmers put down roots in Brazilian soil, Dec., 1, 2002.
- OLIVEIRA, P. A. de. *Panorama Rural*, Ano IV, n. 46, p. 12-16, dez. 2002.
- PANORAMA RURAL. A prova da competitividade, fevereiro de 2002.
- . Pesadelo sem fim, p. 18-20, s.d.
- RANGEL, I. *Questão agrária, industrialização e crise urbana no Brasil*. Porto Alegre: Editora da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2000.
- REVISTA GLOBO RURAL. Retomada de expansão no cerrado, Ano 18, n. 207, p. 44-45, jan. 2003.
- REZENDE, G. C. Política de crédito rural e expansão agrícola dos cerrados. In: GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. C. P. R. da. *Transformações da agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, p. 191-243, 2001a.
- . Políticas de preços mínimos na década de 90: dos velhos aos novos instrumentos. In: LEITE, S. *Políticas públicas e agricultura no Brasil*. Porto Alegre: Editora da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, p.121-144, 2001b.
- . *Ocupação agrícola e estrutura agrária no cerrado: o papel do preço da terra dos recursos naturais e da tecnologia*. Rio de Janeiro, IPEA, out. 2002 (Texto para Discussão, 913).
- ROMEIRO, A., REYDON, B. P. (coords.). *O mercado de terras*. Brasília: IPEA, mar. 1994 (Estudos de Política Agrícola, 13).
- SANDERS, J. H., BEIN, F. L. Agricultural development on the Brazilian frontier: Southern Mato Grosso. *Economic Development and Cultural Change*, v. 24, n. 3, p. 593-610, Apr. 1976. Uma versão em português desse artigo foi publicada em *Estudos Econômicos*, v. 6, n. 2, p. 85-112, maio/ago. 1976.
- SANTO, B. R. do E. *Os caminhos da agricultura brasileira*. São Paulo: Evoluir, 2001.
- SCHNEPF, R. D., DOHLMAN, E., BOLLING, C. *Agriculture in Brazil and Argentina: developments and prospects for major field crops*. Washington: Economic Research Center, U.S. Department of Agriculture, Nov. 2001.

- SHIKI, S. Sistema agroalimentar no cerrado brasileiro: caminhando para o caos. In: SHIKI, S. *et alii* (orgs.). *Agricultura, meio ambiente e sustentabilidade do cerrado brasileiro*. Uberlândia: Editora da Universidade Federal de Uberlândia, 1997.
- . (coord.). *Agricultura familiar em áreas de reforma agrária — a região Centro-Oeste*. Brasília: Incra, Projeto Técnico de Cooperação Incra/FAO, 1998.
- SICSU, A B., LIMA, J. P. R. Fronteiras agrícolas no Brasil: a lógica de sua ocupação recente. *Nova Economia*, v. 10, n. 1, p. 109-138, jul. 2000.
- SILVA, J. P. *Assentamentos rurais em áreas de cerrado: o caso do Projeto Penha-Tocantins*. Trabalho apresentado no XXXVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, jul. 1999.
- SIMONSEN, M. H. *Teoria microeconômica*. Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, 1971.
- VEJA. Trator e irrigação na terra do sol, 13 de junho de 2001.
- WARNKEN, P. F. *The development and growth of the Soybean industry in Brazil*. Ames, Iowa: Iowa State University Press, 1999.
- WWF, PRÓ-CER. *Bit by bit the Cerrado loses space*. Brasília, ago. 1995 (Texto para Discussão).

## **EXPANSÃO RODOVIÁRIA E DESENVOLVIMENTO AGRÍCOLA DOS CERRADOS\***

Newton de Castro

### **1 INTRODUÇÃO**

Um sistema de transporte ineficiente acarreta altos custos de deslocamento e é um entrave ao desenvolvimento. As instalações precárias de transporte restringem as possibilidades de ganhos pelo comércio. Para os exportadores tradicionais de produtos primários, o alto custo e a baixa qualidade do transporte nacional levam à perda dos mercados tradicionais de exportação e os excluem dos mercados potenciais [Gwilliam (1998, p. 398-401)].

No caso específico da região do cerrado brasileiro, que tem sua base produtiva fortemente assentada na agropecuária, o impacto do transporte é ainda mais relevante. A razão principal se deve — em consequência do valor relativamente mais baixo de seus produtos, em relação ao seu peso — aos fretes onerarem relativamente mais os preços finais desses produtos. Além disso, grande parte dos produtos agrícolas tem suas cotações fixadas nos mercados internacionais, sendo difícil a transferência dos custos de transporte aos preços finais.

Estudos recentes corroboram essas assertivas. Por exemplo, Castro, Carris e Rodrigues (1999) estimaram um modelo de comércio interestadual, como base para quantificar a demanda assim derivada por transporte e avaliar o impacto dos custos logísticos de abastecimento e distribuição na estrutura espacial do comércio interestadual brasileiro. A meta específica foi quantificar os efeitos do componente transporte nos custos logísticos, tanto no volume quanto na distribuição dos fluxos de comércio de cada estado, diferenciados por seus níveis de desenvolvimento econômico e estrutura produtiva. Identificaram-se, assim, os estados que sofrem maior impacto nas suas relações de comércio pela oferta de serviços de transporte

---

\*Este artigo faz parte da pesquisa sobre o processo de desenvolvimento agrícola no cerrado nas décadas de 1970, 1980 e 1990, de sua relação com as políticas de preços mínimos e de crédito rural e com os sistemas de abastecimento de insumos e escoamento da produção. Foi coordenado por Gervásio Castro de Rezende, com o apoio dos assistentes de pesquisa Marcos Stefan, Savano Pereira e Ricardo Tavares, e o apoio financeiro da Rede-IPEA e do Nemesís/Pronex.

e pela qualidade desses serviços. Constatou-se que os efeitos sobre os estados são muito diferenciados. Particularmente, os fluxos mais afetados são aqueles entre estados com maior produção agrícola, participação do setor agrícola nos seus PIBs e os fluxos de comércio que percorrem distâncias mais longas. Por outro lado, fluxos entre estados mais industrializados ou mais concentrados na produção de serviços são relativamente menos afetados.

Destaque-se ainda, no caso dos estados da região Centro-Oeste, a participação significativa do comércio interestadual em relação aos seus PIBs, principalmente na importação, conforme demonstra a Tabela 1. Isso ocorre devido à expressiva produção agropecuária, como também, no caso da importação, ao fluxo de insumos e produtos industrializados de maior valor agregado.

Tendo em vista essas considerações, o objetivo geral do projeto, do qual este artigo foi extraído, é a análise do processo de desenvolvimento agrícola nos cerrados nas décadas de 1970, 1980 e 1990, de sua relação com as políticas de preços mínimos e de crédito rural e com os sistemas de suprimento de insumos e escoamento da produção, e das perspectivas futuras desse desenvolvimento, em face das novas políticas de preço mínimos, de crédito rural e de transportes que vêm sendo adotadas pelo governo.

Focaliza-se aqui o papel específico desempenhado pela expansão e pela pavimentação da malha de transporte rodoviário e sua relação com o aumento da produção agrícola, com especial atenção para a região do cerrado brasileiro. A abordagem aqui seguida procura enfatizar a grande interdependência entre os transportes e essa produção.

Na Seção 2, é feito um breve relato da evolução histórica dos transportes no Brasil e de sua relação com a atividade agrícola. Na Seção 3, apresenta-se uma base

TABELA 1  
**COMÉRCIO INTERESTADUAL DOS ESTADOS DO CENTRO-OESTE E BRASILEIRO — 1997**  
[em R\$ milhões e em %]

Estados	PIB (\$)	Entradas interestaduais (\$)	Saídas interestaduais (\$)	Entradas (% do PIB)	Saídas (% do PIB)
Mato Grosso do Sul	9.219	6.436	3.071	69,8	33,3
Mato Grosso	9.086	6.834	3.725	75,2	41,0
Goiás	15.906	11.616	7.281	73,0	45,8
Brasil	864.112	354.344	354.344	41,0	41,0

Fonte: IPEA/PNUD e IBGE.

Nota: Exclui-se o Distrito Federal, por suas características socioeconômicas peculiares.



de dados construída para analisar essa relação em maior detalhe, no período de 1970 a 1996, inclusive por meio de recursos de georreferenciamento, buscando caracterizar a contemporaneidade entre a expansão agrícola dos cerrados e a expansão da malha rodoviária. Em seguida, estima-se um modelo econométrico do crescimento da produção agrícola em função da variação do uso de insumos agrícolas clássicos e modernos, bem como variáveis indicadoras dos custos de transporte inter e intra-regional.

## 2 EXPANSÃO DA MALHA DE TRANSPORTE E DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA BRASILEIRA

“Durante aproximadamente três séculos e meio, desde o descobrimento, até meados do século XIX, pode-se dizer que não houve desenvolvimento dos transportes no Brasil. Os terrestres baseavam-se na tropa de animais e no carro de bois, este para curtas distâncias. A navegação de cabotagem ao longo da costa era de pequena escala, pois não havia relações econômicas de importância entre as várias regiões ou capitânicas. O sistema de navegação fluvial era precário e não havia canais. Inexistiam também rodovias para veículos de tração animal” [Diniz (1987, p. 205)].

Destaca ainda esse autor que a ocupação do interior, propiciada pela descoberta do ouro nos atuais estados de Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso, no final do séculos XVII e XVIII, fez-se com proibição, pela Coroa, da abertura de novos caminhos e imposição do fechamento de alguns já existentes, com vistas a impedir o contrabando. Ao se tornar independente, no início do século XIX, o país não possuía atividade econômica dominante e muito menos integrada. Assim, “não se desenvolveram atividades mercantis que permitissem as trocas interestoriais de forma a constituir complexos econômicos” (*op. cit.*, p. 209). O declínio das atividades do garimpo do ouro foi seguido por uma concentração em atividades não-mercantis e para a constituição de grandes fazendas relativamente autônomas. O baixo nível mercantil e a decorrente pequena demanda de transporte, bem como a falta de concentração de excedentes que pudessem financiar a construção de sistemas de transporte, não impulsionavam o setor. Num exemplo típico de causalidade circular, não havia transporte porque não havia o que transportar, e não se produzia porque não havia transporte [Diniz (*op. cit.*)].

Seguiu-se, no período de 1880 a 1930, o grande ciclo de expansão da rede ferroviária brasileira, em que a rede passou de menos de mil quilômetros, em 1870, para mais de 32 mil quilômetros, em 1930. Apesar de ter sido construída como um sistema isolado, visando à ligação de pontos interiores com o litoral, no caso do Mato Grosso e do Mato Grosso do Sul, pode-se afirmar que a Estrada de Ferro Noroeste do Brasil, ligando Bauru (São Paulo) a Corumbá (Mato Grosso do Sul),

estabeleceu, junto com a hidrovia do Paraguai e afluentes, uma ligação multimodal alternativa mais efetiva entre o estado (Mato Grosso, na época) e os centros industriais dinâmicos do Sudeste.<sup>1</sup> No caso de Goiás, essa alternativa ferroviária foi propiciada pela Companhia Mogiana de Estradas de Ferro, que ligava o sudeste do estado, passando por Catalão (Goiás), a Uberlândia e Uberaba em (Minas Gerais), e a São Paulo.

Apesar de essas ligações ferroviárias oferecerem, pelo menos em tese, um transporte de melhor qualidade e menor custo para essas regiões de fronteira, a

MAPA 1  
SITUAÇÃO VIÁRIA BRASILEIRA EM 1927



Fonte: Ministério dos Transportes (1974).

1. Ver, no Mapa 1, a situação viária em 1927. A ponte rodoferroviária da Estrada de Ferro Noroeste, sobre o rio Paraná, na divisa de São Paulo e Mato Grosso do Sul, à altura de Jupia, foi concluída por volta de 1945.

facilidade de acesso e de comércio interestadual ainda não se mostrava satisfatória. De fato, o primeiro esforço compreensivo que o governo brasileiro empreendeu no setor transportes ocorreu apenas em 1930. A comissão então constituída, após estudos, sugeriu um Plano Geral de Viação Nacional, o qual veio a ser promulgado pelo Decreto 24.497, em 29 de junho de 1934. Em vista dos efeitos derivados da experiência viária norte-americana, que a essa altura já eram evidentes, a referida comissão, entre outros aspectos, destacou em seus relatórios técnicos [MVOP (1934)].

“[...] a indeclinável necessidade de corrigir os efeitos de falha grave, que se observam em nossa legislação ferroviária, que permitiu o desenvolvimento de nossas estradas de ferro, com os defeitos assinalados [...], em pequenas redes isoladas [...] deslocadas dos objetivos da constituição da rede federal [...]”

Os relatórios da comissão já identificavam uma disfunção crucial, até hoje em parte não resolvida, qual seja, a ausência de condições da ferrovia para concretizar os efeitos de escala característicos dessa modalidade, impedindo o surgimento das externalidades em cascata que já haviam forjado o desenvolvimento das nações de proporções continentais, como os Estados Unidos, o Canadá e a Rússia, particularmente pela operacionalização de linhas ferroviárias inter-regionais.

A promulgação do Plano de 1934, apesar do enfoque moderno que apresentava à época, não foi complementado por um arcabouço institucional adequado para induzir ações práticas na direção apontada. Orientadas por uma visão de curto prazo, e pelas regras que prevaleciam, as empresas ferroviárias apresentavam dificuldades para se inserir num contexto de operação integrada.

Paralelamente, em nível mundial, a ferrovia começa a perder a corrida tecnológica para as rodovias, processo que se acentua no pós-guerra. No Brasil, os investimentos feitos no setor de transportes simplesmente desconsideraram o plano, evidenciando de forma crescente a preponderância prática de uma política rodoviária sobre a ferroviária. Promulgado o Plano Nacional de Viação (PNV) de 1951, tal preferência assumiu forma constitucional, em particular pelo substitutivo Edison Passos, que transferiu da ferrovia para a rodovia o papel de agente integrador das regiões.

Àquela altura a questão ferroviária já era enunciada como “o problema ferroviário”; posteriormente, na reorganização das atividades industriais a cargo do setor público, o governo optou pela criação de três grandes holdings, uma das quais a Rede Ferroviária Federal S. A. (RFFSA) (pela Lei 3.115), para as ferrovias. O setor ferroviário, a RFFSA em particular, passou então a constituir, a partir de 1957, um projeto-piloto do governo de modernização institucional.

Apesar da alavancagem financeira e do modelo institucional arrojado e moderno implantado na RFFSA, o setor ferroviário não contava com sustentação suficiente em dois domínios complementares: o da política governamental e o da estrutura econômica. Tendo como origem a prestação de serviços a fluxos predominantemente exportadores, e concorrendo em desigualdade com os caminhões, que não arcavam com o ônus de financiar e manter diretamente as rodovias, a modernização definitiva do setor aguardava uma ação política no sentido de ressituar o papel das ferrovias no novo modelo econômico de industrialização e integração inter-regional que então emergia.

Na medida em que aquelas condições fundamentais não se efetivaram, consolidou-se no país uma política de transportes voltada para a expansão rodoviária, fixando-se a RFFSA no trabalho de consolidar, racionalizar e recuperar uma logística deslocada da realidade econômica, e também ausente do espaço estratégico adequado à sua tecnologia.

À época da criação da RFFSA a situação ferroviária brasileira refletia uma deterioração que vinha se agravando desde a crise de 1929, pelos controles tarifários e aumento do déficit das empresas, o que se refletiu na queda dos investimentos e na manutenção das ferrovias. Em 1959, por exemplo, a RFFSA apresentava despesas de custeio (excluídos os investimentos) 2,3 vezes superior às receitas operacionais, índice este que se agravou, chegando a 3,7, em 1963.<sup>2</sup> Nesse ano, o déficit operacional da RFFSA atingiu R\$ 2,4 bilhões, em valores corrigidos para 2000, empregando um efetivo de pessoal de 154 mil (210 mil total do setor ferroviário), contra um equivalente de cerca de 11 mil, atualmente, após a privatização.<sup>3</sup>

Em termos de qualidade de serviço, os efeitos dessa deterioração podem ser exemplificados por referências do Relatório Geral da Comissão Mista Brasil-Estados Unidos, no pós-guerra, que, no caso do Mato Grosso, citava os atrasos de até oito meses no embarque de madeira no estado, e o gado esperando até 25 dias nos embarcadouros, para depois suportar uma viagem de quatro dias, cobrindo mil quilômetros [Diniz (*op. cit.*)].

É admissível, portanto, que significativas restrições de transporte, principalmente em termos de qualidade de serviço, conforme o diagnóstico da comissão no parágrafo anterior, tenham permanecido mesmo depois da ligação hidro-ferroviária de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, e ferroviária de Goiás, com as regiões

2. Sobre o impacto macroeconômico do déficit da RFFSA, nessa época, ver Baer, Kerstenetzky e Simonsen (1962).

3. A produção da RFFSA também cresceu, nesse período, de 7 bilhões de tku, no início da década de 1960, para 39 bilhões, nos anos 1990. Até a primeira metade da década de 1980, a RFFSA também era diretamente responsável pelo transporte ferroviário de passageiros suburbanos, serviço que está fora da atuação das suas sucessoras.

dinâmicas do Sudeste e com o exterior, implicando um claro rebatimento no padrão de exploração econômica estabelecido à época.

Objetivando reunir evidências do rebatimento dessas restrições de transporte sobre o desenvolvimento econômico dos cerrados, a Tabela 2 destaca os principais indicadores da produção agropecuária desses estados. Observe-se que a própria disposição geográfica da organização político-administrativa dos estados refletia a limitação de transporte, no sentido de que as sedes municipais, no caso de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, estavam dispostas nos portos fluviais, ao longo e nos limites dos rios Paraguai e Paraná, e de seus afluentes navegáveis, ou mesmo na extensão de algum trecho com alguma barreira à livre navegação.<sup>4</sup> Note-se ainda a ligação à bacia amazônica, via Rio Guaporé, até Vila Bela da Santíssima Trindade (ex-Mato Grosso), interligando-se também pela ferrovia Madeira–Mamoré de Guajará-Mirim a Porto Velho; e da bacia do Araguaia até Araguaiana. No caso de Goiás, a ocupação ocorria predominantemente nos municípios situados ao sul do estado e do Alto Araguaia.

Na produção agrícola, as principais culturas eram de subsistência (arroz, mandioca e milho; 20, 54 e 41 mil toneladas, para Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, e 61, 122 e 156 para Goiás, respectivamente), com produção dispersa e volumes destinados preponderantemente ao abastecimento local, excetuando-se a ervamate, com produção concentrada em Ponta Porã (Mato Grosso do Sul), e a banana, concentrada em Poconé e Campo Grande (Mato Grosso do Sul).<sup>5</sup>

TABELA 2  
INDICADORES AGROPECUÁRIOS DE GOIÁS E DO MATO GROSSO — 1940

Estados	Estabelecimentos Número	Área dos estabelecimentos (ha)			Bovino efetivo (unidade)	
		Total	Lavouras			Pastagens
			Permanente	Temporária		
Goiás	55.908	19.603.521	67.761	284.906	13.839.557	2.975.305
Mato Grosso + Mato Grosso do Sul	10.022	20.707.406	179.520	194.775	14.433.146	2.136.278

Fonte: IBGE/Censo Agrícola de 1940.

4. Ver Mapa 2 sobre a navegação fluvial, em 1951. Isso se dá mesmo na parte norte do estado, uma vez que o Rio Juruena não é de todo não-navegável. De fato, o PNV, de 1951, previa a interligação das bacias amazônica e do Paraguai, com obras de adaptação no Juruena e canais de interligação e melhoramentos de Jauru ao Guaporé e deste ao Juruena.

5. Dos 10.022 estabelecimentos recenseados, em 1940, mais de 50% declararam produção de bananas, e quase 60% da produção total de 1,8 milhão de cachos se dividiam igualmente entre Poconé e Campo Grande, o que explica, junto com a produção de ervamate, a maior área de lavouras permanentes de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul em relação a Goiás.

MAPA 2  
SITUAÇÃO DA NAVEGAÇÃO FLUVIAL EM 1951



Do lado da pecuária, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul aproveitavam os recursos naturais existentes em termos das pastagens nativas do pantanal e dos campos cerrados (Goiás, também, no caso destes últimos). Nesse domínio, é destaque o já significativo rebanho bovino da região dos cerrados desses estados, 5 milhões de cabeças, localizadas principalmente nos municípios do atual Estado do Mato Grosso do Sul, em Poconé (Mato Grosso), e, em Goiás, nos municípios de Jataí, Rio Verde, Santa Maria do Araguaia, Goiânia, Pedro Afonso, Rio Bonito e Boa Vista.

Assim, os produtos da região que despontavam com potenciais objetos de comércio relevante com outros estados eram os bovinos e a erva-mate produzida no Mato Grosso do Sul. As evidências disponíveis dos custos do frete por ferrovia certamente indicam a viabilidade da produção para o comércio até de gêneros de menor relação valor/peso para o comércio interestadual. Dados de tarifas médias praticadas em 1966-1968 (talvez inferiores, em termos reais, às tarifas das décadas anteriores, devido a alguma concorrência com o modo rodoviário) apontam para fretes entre NCr\$ 27, por tonelada, para fluxos entre Campo Grande ou Goiânia e São Paulo, pelas ferrovias Noroeste ou Mogiana; uma distância ferroviária de 1.200 quilômetros, em ambos os casos (Tabela 3). No caso dos municípios do atual Estado do Mato Grosso, esses fretes ferroviários seriam acrescidos ainda dos fretes praticados no transporte fluvial, que variavam entre NCr\$ 10 e NCr\$ 40, por tonelada. Se a esses valores for imposto ainda algum custo de transporte local, de e para as estações ou portos fluviais, chegar-se-ia certamente a fretes totais de cerca de NCr\$ 35-NCr\$ 55, por tonelada. Note-se que o valor médio pago aos produtores de arroz em casca, em 1967, nesses estados, foi de cerca de NCr\$ 270, por tonelada, segundo dados da Fundação Getúlio Vargas. Assim, em termos percentuais, esse custo direto de transporte representaria de 13% a 20% do preço unitário ao produtor. No caso do milho, esse percentual seria aproximadamente o dobro. É claro que esses fretes representam apenas uma parte, embora a mais significativa, dos custos de eventuais transações interestaduais. Outros custos, tais como despesas de manuseio, armazenagem, perdas e custos financeiros de inventário teriam de ser adicionados para se obter uma expressão mais completa dos custos associados a essas transações.

No final da década de 1930 situa-se o início da fase áurea de expansão do transporte rodoviário, no Brasil, com a criação do Departamento Nacional de Estradas de Rodagem (DNER), em 1937, e com a Lei Joppert, de 1945, que recria, de forma efetiva, o Fundo Rodoviário Nacional e reorganiza o DNER. Nesse fundo, 40% dos recursos destinavam-se ao DNER, 48% aos estados e territórios, e 12% aos municípios, obrigando os estados a criarem seus departamentos de rodovias como pré-requisito para o repasse desses recursos.

Na primeira metade da década de 1950, seriam feitas ligações importantes de média e longa distâncias entre as principais capitais do país. Com o esforço construtivo rodoviário que ocorreu nesse período, garantiu-se a ligação Norte-Sul ao longo da costa, com a implantação da Rio-Porto Alegre, Rio-Bahia e suas extensões até Natal e Fortaleza, e o asfaltamento das ligações entre Rio-São Paulo e Belo Horizonte. A partir de 1956, deu-se início à execução do Plano de Metas do Governo Juscelino Kubitschek, que daria continuidade aos investimentos em

TABELA 3  
INDICADORES FERROVIÁRIOS SELECIONADOS — 1966-1968

Item	Unidade	1966	1967	1968
Estrada de Ferro Noroeste do Brasil				
Volume	Mil t	764	753	888
Produção	Milhão tku	509	526	612
Receita	Mil NCr\$	8.719	11.938	14.756
Distância média	Km	667	699	689
Frete unitário	NCr\$/1.000 tku	17,1	22,7	24,1
Frete Campo Grande/SP	NCr\$/t	21,0	27,9	29,6
Companhia Mogiana de Estradas de Ferro				
Volume	Mil t	1.477	1.507	1.984
Produção	Mil tku	433	397	546
Receita	Mil NCr\$	9.447	8.812	14.095
Distância média	Distância média	293	263	275
Frete médio	NCr\$/1.000tku	21,8	22,2	25,8
Frete Goiânia/SP	NCr\$/t	26,3	26,8	31,1
Fretes fluviais para/de portos selecionados (NCr\$/t)				
Morrinho		39,2	33,2	47,1
Cáceres		19,2	20,1	20,1
Cuiabá		17,7	17,5	21,3
Corumbá		13,1	15,3	20,1
Outros		8,9	7,5	13,1

Fonte: Geipot (1970).

rodovias. Somente durante o Governo Juscelino Kubitschek (1956-1960), a malha rodoviária foi expandida de 76.178 km para 108.355 km, com o total de estradas pavimentadas passando de 3.133 km para 12.703 km [Almeida e Ribeiro (1993, p. 65-66)].

Essas rodovias, junto com as já mencionadas, formaram uma rede de grandes eixos, nos quais se desenvolveriam várias cidades de médio porte economicamente relevantes. Segundo Almeida e Ribeiro, as aglomerações econômicas relevantes que mais se desenvolveriam no país a partir da década de 1960 foram as localiza-



das ao longo desses eixos construídos entre as décadas de 1930 e 1950, porém com reflexos em toda a economia nacional. Conforme Cano (1985, p. 190-191) afirma:

“Essa integração proporcionou forte incremento do comércio inter-regional, *para todas as regiões brasileiras*, aumentando-lhes o grau inter-regional (até então incipiente) de complementaridade. Isso afetou positivamente a renda e o emprego em São Paulo — o estado mais atingido pela ‘crise de 1929’ —; certamente, também aos demais estados cafeeiros, não apenas devido aos efeitos da política de sustentação da economia cafeeira mas também pelos efeitos citados da integração do mercado interno. Obviamente, também os demais estados periféricos não-cafeeiros foram beneficiados, uma vez que vinham desde a década de 1920 apresentando sofrível dinâmica de crescimento em face da debilidade de suas principais exportações para o exterior: a integração abria-lhes importante oportunidade de retomar o crescimento, via exportações para o mercado interno.”

No caso de Goiás, do Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, o Plano Rodoviário Nacional de 1956 (ver Mapa 3) também registra como já implantadas, em 1955, as ligações de Cuiabá com Campo Grande (Mato Grosso do Sul) e Jataí (Goiás), e destas com São Paulo. Nesse ano, esses estados dispunham de 5.514 km de rodovias implantadas (não-pavimentadas), de um total de 72.645 km existentes no país, dos quais 3.133 km pavimentados.

O período de 1940 a 1960-1975 caracterizar-se-ia como de uma fase de pré-pavimentação rodoviária para esses estados, com o transporte inter-regional sendo ainda basicamente oferecido pela alternativa ferro-hidroviária. Mais especificamente, Goiás figura com uma malha pavimentada de 372 km, em 1960, contra apenas 4 km, em 1955; atingindo 705 km, em 1965, e 1.324 km, em 1970. Enquanto isso, Mato Grosso (Mato Grosso + Mato Grosso do Sul), só dispunha de 97 km pavimentados em 1965, número este que atingiu 561 km, em 1970.

Os impactos dessa fase de expansão da pavimentação rodoviária na produção agropecuária podem ser examinados, preliminarmente, a partir dos dados apresentados na Tabela 4. Revela-se, já no período 1960-1970, o salto significativo na evolução dos indicadores agropecuários de Goiás, seguido, em 1970-1975, de fenômeno semelhante para os estados do antigo Mato Grosso, com maior impacto no Mato Grosso do Sul, onde a chegada do asfalto catapultava o crescimento da área de lavouras temporárias, da produção de arroz e de soja, a taxas anuais superiores a 20%. No atual Estado do Mato Grosso, esse efeito também já se faz sentir, muito embora o início da malha pavimentada ainda estivesse, em 1970, distante centenas de quilômetros.<sup>6</sup> Nesse último estado, a expansão mais acentuada da produção se verifica no período 1975-1980, após a chegada do asfalto à capital

6. Ver Mapa 4 sobre a situação rodoviária em 1972.

MAPA 3  
**PLANO RODOVIÁRIO NACIONAL DE 1956**



Cuiabá. Nesse quinquênio, Mato Grosso experimenta o mesmo padrão de propulsão do setor agropecuário observado no Mato Grosso do Sul, no quinquênio anterior, com taxas de expansão relevantes superiores a 20%.<sup>7</sup>

Observe-se também o efeito de amortecimento das taxas de expansão dos indicadores, à medida que os efeitos da redução de custo de transporte são absorvidos. Note-se a expressiva taxa de crescimento anual da produção de arroz, em Goiás e Mato Grosso, no período 1960-1970, provavelmente na esteira da abertura

7. No caso da soja, a pequena base de produção em 1975 obviamente distorce a taxa observada, devendo-se atentar mais para os números absolutos da expansão.

TABELA 4  
**TAXAS DE CRESCIMENTO DOS INDICADORES AGROPECUÁRIOS DE GOIÁS, MATO GROSSO DO SUL E MATO GROSSO — 1940-1985**  
 [em % a.a.]

UF	Indicador	1940-1960	1960-1970	1970-1975	1975-1980	1980-1985
Goiás	Lavouras permanentes	3,0	-6,6	-5,0	4,4	1,3
	Lavouras temporárias	5,7	4,9	9,3	3,7	1,8
	Pastagens naturais	-0,3	0,4	0,8	-3,9	-3,8
	Pastagens plantadas		1,8	10,2	7,0	5,9
	Bovinos	2,5	2,9	10,4	4,4	2,0
	Arroz	-0,4	31,4	1,1	3,3	-6,4
	Milho	-4,6	34,9	-3,1	3,2	4,1
	Mandioca	-12,1		-	-46,0	108,3
	Soja			2,7	35,0	25,7
	População	4,3	4,2	8,3	-6,4	2,6
Mato Grosso do Sul	Lavouras permanentes	-4,1	-1,7	11,1	-4,4	-11,5
	Lavouras temporárias	2,7	6,3	21,7	5,6	3,4
	Pastagens naturais	1,2	2,5	-3,6	-4,7	-4,7
	Pastagens plantadas			9,1	11,7	6,0
	Bovinos	5,2	6,2	3,5	6,0	4,8
	Arroz			26,4	-10,4	-6,9
	Milho			-1,3	4,6	9,3
	Mandioca			-7,2	-60,1	181,5
	Soja			63,6	44,1	11,7
	População					2,7
Mato Grosso	Lavouras permanentes	-6,9	2,1	14,3	25,2	1,0
	Lavouras temporárias	2,2	11,9	13,7	25,4	7,0
	Pastagens naturais	2,4	6,3	1,0	3,1	-0,8
	Pastagens plantadas			14,4	12,5	7,4
	Bovinos	6,0	1,7	9,7	11,0	4,5
	Arroz	2,1	26,6	12,4	23,0	-9,5
	Milho	3,1	13,4	3,1	5,4	14,7
	Mandioca	-2,3	11,7	-3,0	-57,0	173,7
	Soja			-17,2	640,1	78,5
	População	1,4	6,3	7,6	5,5	6,5

Fonte: IBGE/Censos Agropecuários.

MAPA 4  
SITUAÇÃO RODOVIÁRIA DO BRASIL EM 1972



Fonte: Geipot.

— Pavimentadas    ..... Implantadas    - - - - - Projetadas

de novas áreas para posterior formação de pastagens. Note-se ainda a involução da área de lavouras permanentes, em Goiás e no Mato Grosso do Sul, em vários períodos.

### 3 DINÂMICA DOS TRANSPORTES E DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA DOS CERRADOS: 1970-1996

#### 3.1 Base de Dados

Visando investigar os efeitos da ampliação e melhoria da malha de transporte sobre a produção agrícola, foi desenvolvida uma malha digitalizada das rodovias

brasileiras sob jurisdição federal e dos estados, compreendendo cerca de 4.500 arcos ou trechos rodoviários e respectivos nós. Esses arcos foram ainda complementados por ligações hidroviárias na região amazônica. A cada um desses arcos foi associada uma matriz de atributos, destacando-se a extensão e a classe de serviço; esta, no caso rodoviário, podendo ser planejada, de leito natural, implantada, asfaltada ou duplicada. Mais importante, esses atributos de qualidade de serviço da infra-estrutura de transporte variam no tempo, em função dos investimentos feitos em cada trecho.

Os custos decorrentes do transporte realizado nos diversos tipos de malha foram estimados com base em modelos de custos operacionais de veículos de acordo com o tipo de pavimento, para um dado relevo, corrigidos para as variações nos custos operacionais de veículos de carga, no período considerado, bem como para mudanças no perfil da frota rodoviária, em termos da capacidade média dos veículos, e respectivos custos unitários.<sup>8</sup> Os impactos de alterações na classe da rodovia de cada arco, em termos de custo de transporte, foram incorporados na análise na forma de um coeficiente multiplicador da sua respectiva extensão, proporcional ao aumento ou à redução de custo em relação a uma rodovia pavimentada.

A matriz de distâncias proporcionais a custos de transporte em cada arco (distâncias-equivalentes), assim obtida, pode ser utilizada para o cálculo da distância mínima entre dois nós de interesse, representando uma *proxy* para o custo generalizado de transporte entre esses dois pontos. No caso em tela, dada a densidade do comércio de todos os estados brasileiros com o Estado de São Paulo, toma-se como base a capital deste último como a referência de destino ou origem para os demais nós da malha de transporte, de modo a se obter uma matriz representativa do custo generalizado inter-regional a partir de cada nó para a capital paulista.<sup>9</sup>

O próximo passo consiste em associar os nós da malha de transporte à estrutura política municipal, para a qual estão disponíveis os dados dos censos agropecuários. Nesse caso, para os municípios com mais de um nó situado nos seus limites geográficos, tomou-se a média dos respectivos valores. Para os demais, identificou-se a distância-equivalente média à microrregião homogênea onde estaria localizado o município, acrescentando-se uma penalidade igual à raiz quadrada da área da respectiva microrregião. Criou-se ainda uma variável *dummy* para indicar se o município possui ou não nó dentro de seus limites.

8. Para custos operacionais por tipo de pavimento tomou-se como referência a metodologia do HDM-III (VOC), desenvolvido pelo Banco Mundial.

9. A distância mínima entre dois nós da malha foi obtida usando a PROC NETFLOW do SAS-OR®, versão 8.1.

Tendo em vista capturar as facilidades de transporte em nível mais local, foi também calculado um indicador de densidade de rodovias pavimentadas para cada microrregião homogênea, definido como a razão entre a respectiva extensão dessas rodovias e a área da microrregião.

A unidade geográfica de referência adotada é a estrutura municipal de 1970. Assim, a estrutura municipal dos anos censitários posteriores foi devidamente mapeada com os municípios de origem remota de 1970. No caso de municípios com mais de uma origem, as variáveis de interesse foram distribuídas proporcionalmente ao número de origens, independentemente da área com que cada município contribuiu para a formação do novo elemento.

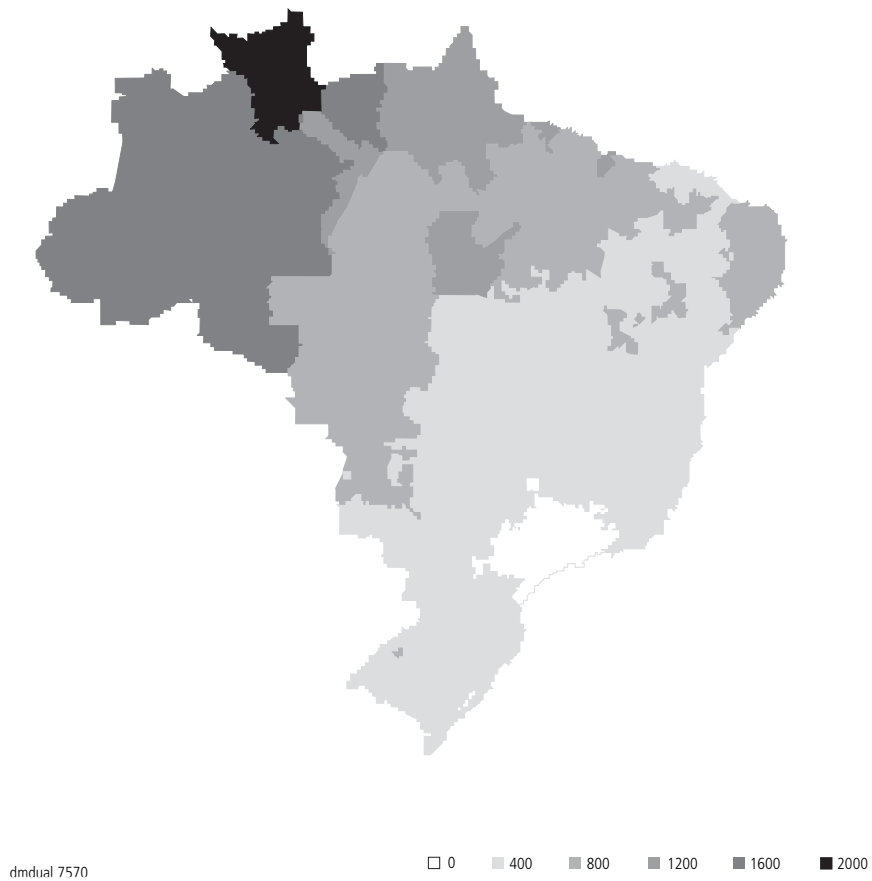
Os Mapas 5 e 6 apresentam os resultados obtidos para a redução das distâncias-equivalentes, medidas em quilômetros, entre 1970 e 1975, e entre 1980 e 1985, conforme visto. Observe-se que a magnitude da redução aumenta a partir do vértice de um cone situado na cidade de São Paulo, alcançando valores no intervalo de 500 km a 2.500 km de distância equivalente em rodovia asfaltada (pontos médios 1.000 e 2.000, respectivamente). Outro aspecto a destacar é o dos valores da redução entre os períodos considerados nos dois mapas, denotando a fase mais intensa de pavimentação das estradas relevantes para a região dos cerrados no primeiro período.

Os dados da atividade agrícola foram extraídos dos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1996. Para indicador da produção, adotou-se como *proxy* a variável de valor da produção que consta dos censos agropecuários, devidamente deflacionada.<sup>10</sup> Em relação à especificação dos insumos tradicionais, identificaram-se os tradicionais: terra, trabalho e capital. No caso da terra, desagrega-se a utilização de terras na forma de lavouras (permanentes e temporárias) e pastagens (naturais e plantadas). No caso do trabalho, utilizou-se o total de pessoal ocupado. No caso de capital, empregou-se um índice ponderado de tratores e o valor de investimentos. No caso dos insumos modernos, as variáveis selecionadas são: um indicador de consumo de fertilizantes, adubos (químicos e orgânicos) e corretivos, deflacionado por preços unitários específicos para esses produtos; e uma variável de área irrigada. Dispõe-se ainda de uma variável do percentual de terras com aptidão para a atividade agrícola, conforme o tipo de manejo.<sup>11</sup>

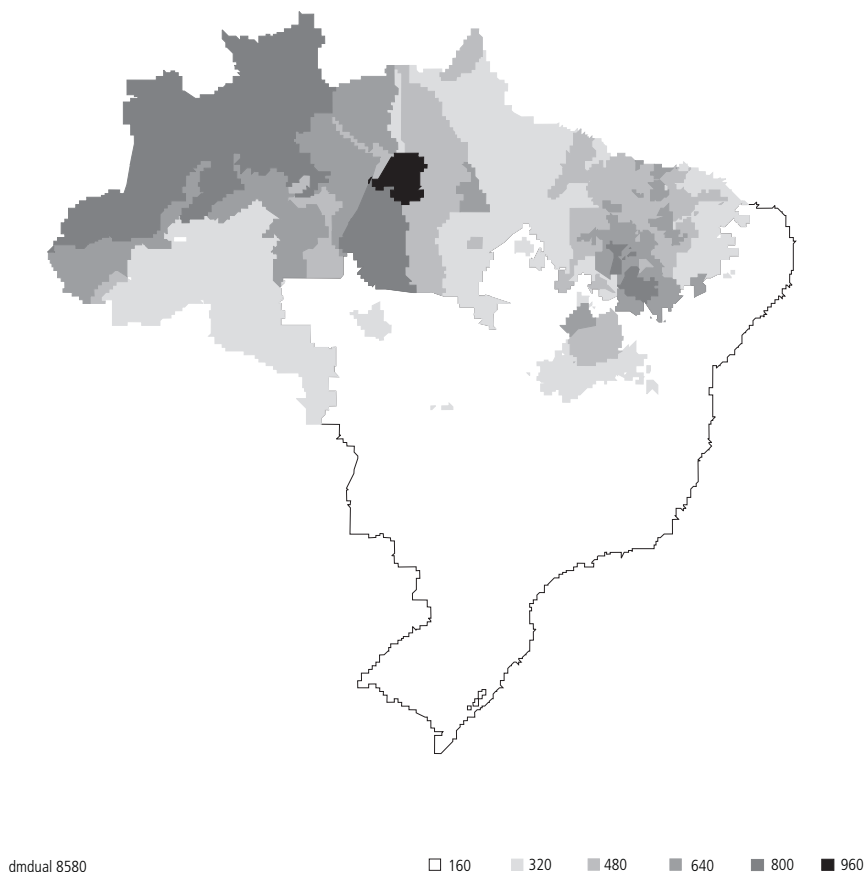
10. Valores em R\$ 1.000 de janeiro de 2000. Dada a mudança de metodologia do Censo Agropecuário de 1995-1996, seus valores de produção mostram-se claramente subestimados em relação aos demais anos. Assim, foram devidamente ajustados de *forma* a poder incorporá-los ao painel, com base num vetor de quantidades produzidas ponderado por um vetor de preços, tomando os demais anos censitários como referência.

11. Para maiores detalhes sobre o tratamento dos dados, ver IPEA (2001, relatório final).

MAPA 5  
REDUÇÃO DAS DISTÂNCIAS EQUIVALENTES DE TRANSPORTE PARA SÃO PAULO (DMDUAL) ENTRE  
1970 E 1975 (KM)



MAPA 6  
**REDUÇÃO DAS DISTÂNCIAS EQUIVALENTES DE TRANSPORTE PARA SÃO PAULO (DMDUAL) ENTRE 1980 E 1985 (KM)**



### 3.2 Uma Visão Geográfica do Crescimento Agrícola

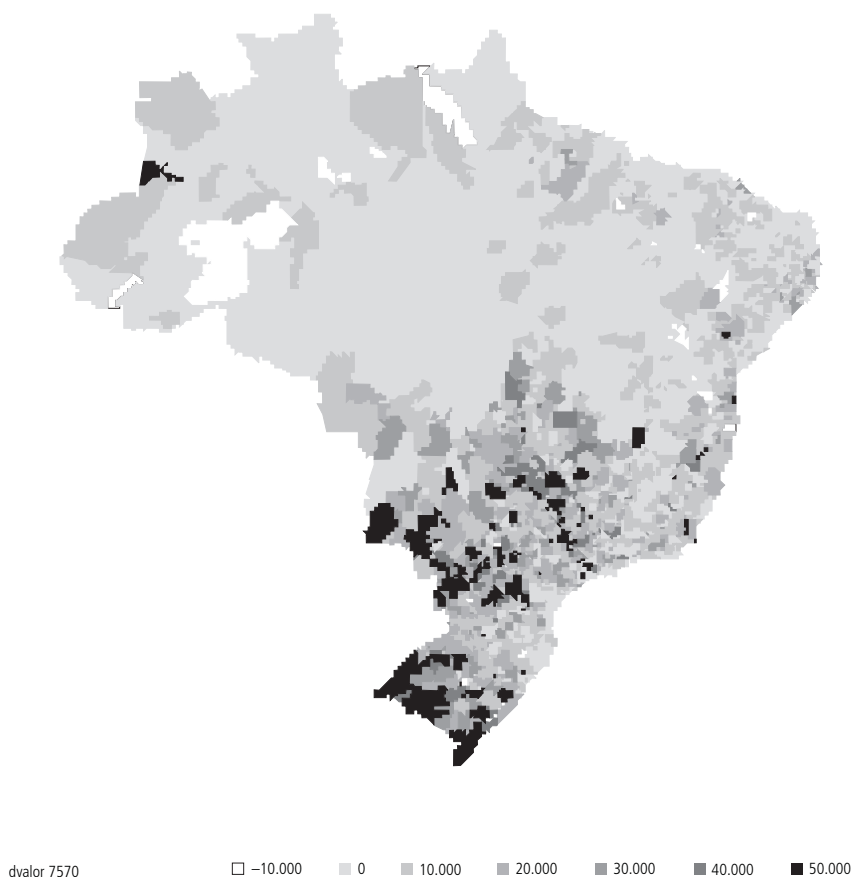
Uma visão mais detalhada do padrão de crescimento agrícola observado no Brasil, de 1970 a 1996, pode ser encontrada nos mapas 7 a 10. Nestes, apresentam-se representações geográficas, sobre a base municipal de 1994, da variação, em números absolutos, do valor da produção agropecuária (dvalor\_xx\_xx) entre os anos censitários (xx\_xx).<sup>12</sup>

Os valores dos pontos médios da variação do valor da produção situam-se entre R\$ -10.000 e R\$ 50.000 (x1.000). Por exemplo, um município adquire a

12. Os valores absolutos de crescimento do valor da produção foram inicialmente obtidos para a base municipal de 1970 e distribuídos sobre a base municipal de 1994 proporcionalmente ao número de municípios que faziam parte do município original em 1970.



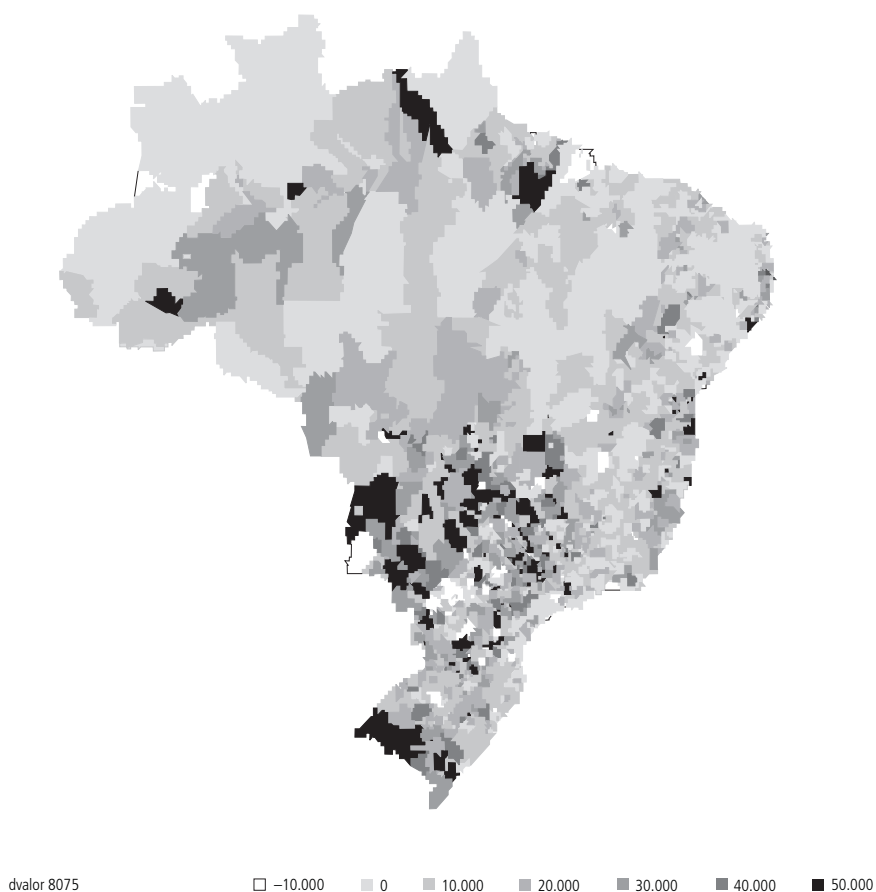
MAPA 7  
**VARIAÇÃO DO VALOR DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA MUNICIPAL ENTRE 1970 E 1975**  
 [em R\$ 1.000]



cor cinza escuro se sua variação no período se situa no intervalo {35.000; 45.000}. Os intervalos dos pontos médios dos limites inferior e superior incorporam também todos os valores abaixo e acima, respectivamente, desses valores.

Observa-se uma expressiva tendência, ao longo do período considerado, de deslocamento dos saltos de crescimento nos sentidos norte e oeste. No período 1970-1975, as regiões de destaque situam-se no Rio Grande do Sul, oeste do Paraná, Triângulo Mineiro, sul de Mato Grosso do Sul e na região de Campo Grande, sul e sudoeste de Goiás. No período seguinte, 1975-1980, diminui a intensidade do crescimento nos municípios dos estados do Sul e aumenta nos municípios de Mato Grosso do Sul, e no sul e sudeste de Mato Grosso, região de

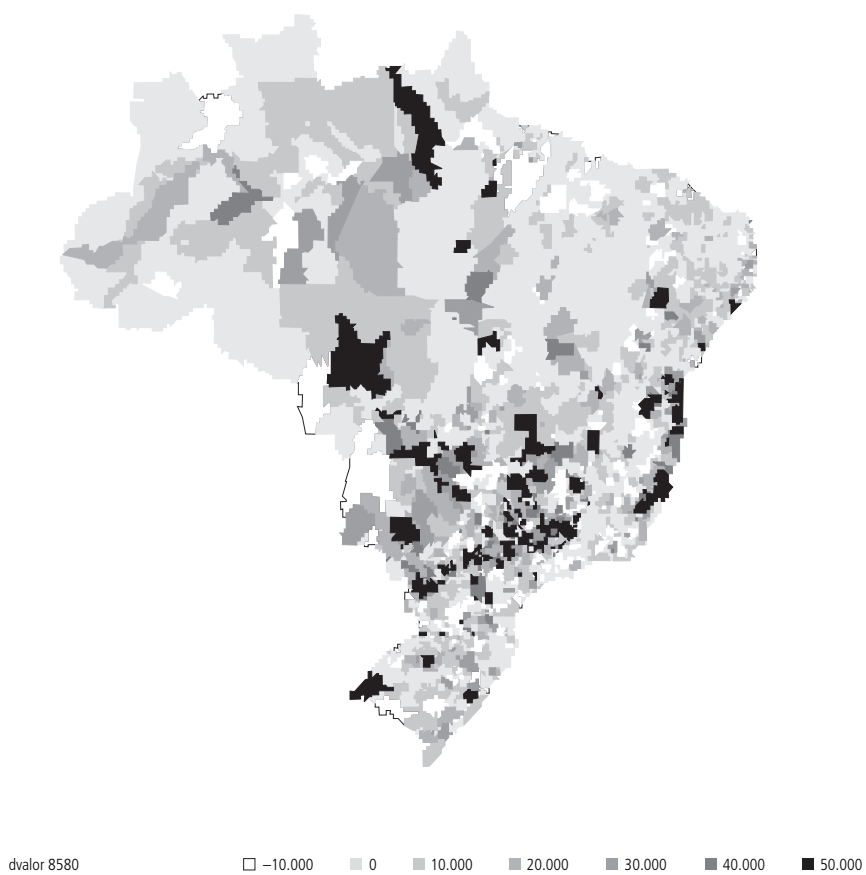
MAPA 8  
**VARIAÇÃO DO VALOR DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA MUNICIPAL ENTRE 1975 E 1980**  
[em R\$ 1.000]



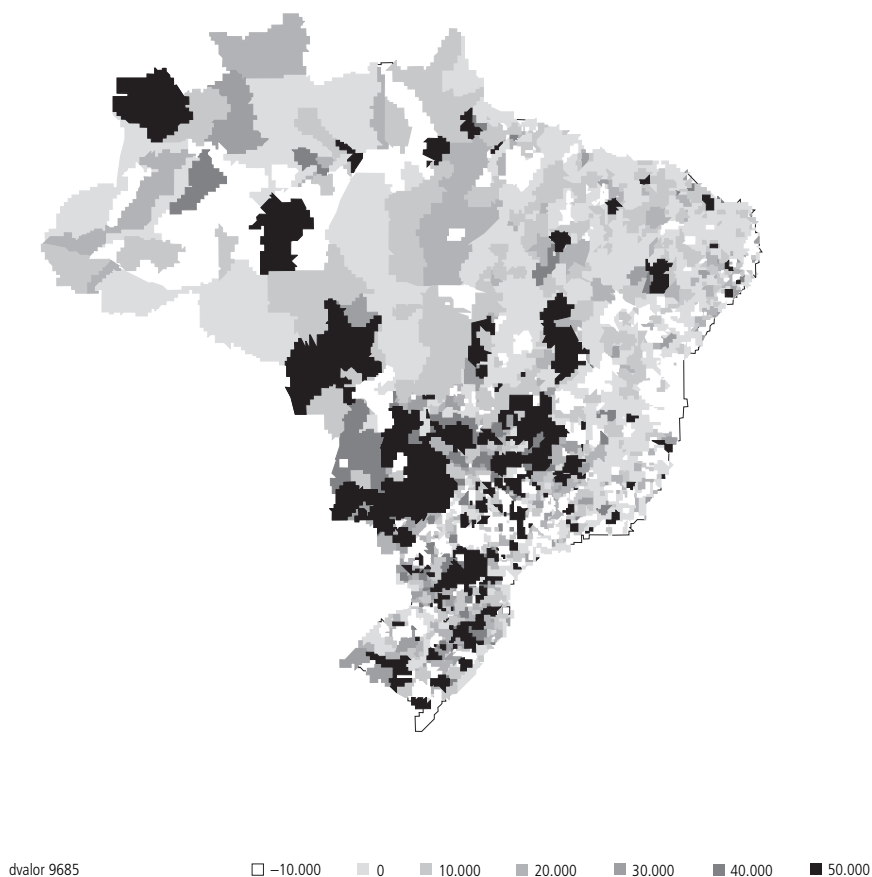
Porto Velho, em Rondônia, sul do Amazonas (próximo a Rondônia), noroeste do Pará, sul do Maranhão, região do submédio do Rio São Francisco e oeste da Bahia.

No período 1980-1985, os destaques vão para a região servida pela BR-163, no trecho Cuiabá–Santarém, nas partes oeste e noroeste de Mato Grosso (*e.g.*, Parecis, Sapezal, Aripuanã), Brasília e municípios, no seu entorno, de Goiás e de Minas Gerais. Já no período 1985-1996, apesar das dificuldades mencionadas de comparação de dados entre esse último censo e os demais, voltam a se destacar os municípios centrais de Mato Grosso do Sul e do oeste de Mato Grosso, noroeste do Amazonas, norte de Roraima e oeste da Bahia.

MAPA 9  
**VARIÇÃO DO VALOR DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA MUNICIPAL ENTRE 1980 E 1985**  
[em R\$ 1.000]



MAPA 10  
VARIÇÃO DO VALOR DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA MUNICIPAL ENTRE 1985 E 1996  
[em R\$ 1.000]



### 3.3 Um Modelo de Crescimento Agrícola

A visão geográfica do crescimento da produção agropecuária, apresentada na subseção anterior, é a motivação básica para se testar um modelo que relacione a dinâmica desse crescimento ao incremento dos fatores de produção e insumos tradicionais e modernos, usualmente identificados na literatura, como também à redução do custo de transporte intra e inter-regional, através das variáveis discutidas na Subseção 3.1.

Considerando o ano de 1970 como base, o modelo proposto visa explicar a variação da produção agrícola entre esse ano e os anos censitários de 1975, 1980, 1985 e 1996, diferenciando os anos por meio de variáveis *dummies*. As variáveis

explicativas consideradas são as respectivas variações dos fatores de produção e insumos tradicionais e modernos, destacados na Subseção 3.1. No caso dos custos de transporte, incluem-se tanto as variações do custo de transporte inter-regional e da densidade rodoviária, nas respectivas microrregiões homogêneas, como o valor absoluto destas no ano considerado. Esse procedimento objetiva capturar um possível amortecimento no impacto das melhorias nos transportes à medida que a oferta de serviços atinge padrões razoáveis de qualidade. Tendo em vista as diferenças nos padrões regionais de produção e crescimento, estima-se o modelo por macrorregião, permitindo, assim, que os parâmetros variem na dimensão espacial.

A especificação do modelo é dada pela expressão a seguir, em que o sufixo *xx* representa os anos para os quais se está calculando a variação da produção ou das variáveis explicativas.

$$\begin{aligned} \text{Ln}(VP_{i_{xx}} / VP_{i_{70}}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(T_{i_{xx}} / T_{i_{70}}) + \beta_2 \text{Ln}(L_{i_{xx}} / L_{i_{70}}) + \\ & + \beta_3 \text{Ln}(K_{i_{xx}} / K_{i_{70}}) + \beta_4 \text{Ln}(I_{i_{xx}} / I_{i_{70}}) + \\ & + \beta_5 \text{Ln}(\text{mdual}_{i_{xx}} / \text{mdual}_{i_{70}}) + \beta_6 \text{Ln}(\text{dr}_{i_{xx}} / \text{dr}_{i_{70}}) + \\ & + \beta_7 \text{net}_i + \beta_{xx} d_{xx} + \beta_{11} \text{Ln}(\text{aptidão}_i) + \varepsilon \end{aligned}$$

onde:

$VP_{i_{xx}}$ ,  $VP_{i_{70}}$  = valor da produção agrícola do município *i* nos anos *xx* (1975, 1980, 1985, 1996) e ano-base de 1970, respectivamente;

$T, K, L, I_{i_{xx \text{ ou } 70}}$  = indicadores de uso de fatores de produção terra, capital e trabalho, ou insumos do município *i* em *xx* ou 1970;

$\text{mdual}_{i_{xx \text{ ou } 70}}$  = custo de transporte inter-regional do município *i* para São Paulo (capital) no ano *xx* ou 1970;

$\text{dr}_{i_{xx \text{ ou } 70}}$  = densidade de rodovias pavimentadas da microrregião onde está localizado o município *i* no ano *xx* ou 1970;

$\text{net}_i$  = *dummy* que indica se o município *i* possui um ou mais nós da rede rodoviária básica;

$d_{xx}$  = *dummies* para os anos de 1975, 1980 e 1985;

$\text{aptidão}_i$  = aptidão agrícola das terras do município *i*; e

$\varepsilon$  = parte não determinada do modelo ou erro.

Os fatores de produção e insumos introduzidos na regressão são: áreas de lavoura permanente (halavp) e temporária (halavt), áreas de pastagens plantada (hapastp) e natural (hapastn), área irrigada (hairriga), pessoal ocupado (pessoal), consumo de óleo diesel (diesel), número de tratores (trator) e despesas com adubos e fertilizantes (adubo). O prefixo “d” indica o logaritmo da razão de uma variável  $Z$  do modelo num determinado ano e o ano-base de 1970, conforme a especificação, ou seja,  $\ln(Z_{xx}/Z_{70})$ . Os resultados das estimações são apresentados na Tabela 5.<sup>13</sup>

Observe-se, inicialmente, magnitude semelhante e significância estatística das *dummies* para os anos de 1975, 1980 e 1985, mostrando que a diferença de metodologia entre o Censo de 1996 e os demais teve impacto relevante nas mensurações efetuadas. Quanto aos fatores de produção, destaca-se a importância relativa de pessoal e da área de lavoura temporária como as grandes propulsoras do crescimento do valor da produção municipal em todas as regiões. Os parâmetros estimados para essas variáveis também são significativos em todos os casos. A área de lavouras permanentes é significativa, mas com parâmetro relativamente menor, nas regiões Nordeste, Sudeste e Sul, sendo não-significativa no Norte e negativa e significativa no Centro-Oeste, denotando, talvez, a ocorrência de algum processo de substituição desse tipo de lavoura por outra atividade nessa última região. Também são negativos os parâmetros da área de pastagens naturais nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, embora a significância estatística só se verifique na primeira região; é positivo e significativo esse parâmetro para a região Nordeste. A área de pastagens plantadas apresenta parâmetros positivos mas não-significativos estatisticamente para todas as regiões, à exceção da Nordeste, para esta, é negativo e significativo. Os parâmetros da área irrigada são positivos e significativos em todas as regiões.

Os resultados dos parâmetros das variáveis indicadoras de uso ou aplicação de técnicas modernas (trator, diesel e adubo) são positivos e significativos, conforme o esperado, à exceção dos parâmetros da variação do consumo de diesel, nas regiões Sul e Centro-Oeste, e de trator, na região Sudeste. O alto grau de correlação entre essas variáveis e eventuais correlações espúrias destas com outras talvez possam explicar esses resultados negativos.

É interessante observar o resultado obtido para a variável representativa da aptidão agrícola dos solos, que é positivo e significativo para as regiões Sudeste e

13. Devido à natureza da especificação logarítmica adotada, que não admite níveis zero de produção ou de utilização de insumos, adiciona-se um pequeno valor (0,10) a todas as observações, de modo a manter no conjunto de estimação as observações com algum valor nulo nas variáveis explicativas.

TABELA 5  
**RESULTADOS DO MODELO DE CRESCIMENTO AGRÍCOLA MUNICIPAL**

Região	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	Parâmetro	Estatística t	Parâmetro	Estatística t	Parâmetro	Estatística t	Parâmetro	Estatística t	Parâmetro	Estatística t
Intercept	-45,236	-0,96	3,316	7,91	2,7060	14,55	3,987	9,97	5,212	7,04
d75	-2,845	-17,63	-2,235	-34,73	-1,5950	-19,09	-2,914	-38,09	-3,167	-17,55
d80	-2,420	-20,71	-2,029	-43,65	-1,5670	-22,54	-2,845	-46,39	-3,097	-20,56
d85	-2,309	-22,09	-1,916	-45,87	-1,4890	-21,95	-2,786	-46,46	-3,035	-20,8
dhalavp	0,010	0,61	0,031	5,53	0,0760	9,26	0,067	7,31	-0,038	-3,92
dhalavt	0,064	2,1	0,133	11,45	0,3000	19,13	0,487	23,43	0,417	17,81
dhapastn	0,072	5,56	0,024	3,3	-0,0270	-3,30	-0,002	-0,24	-0,014	-0,82
dhapastp	0,005	0,43	-0,022	-4,84	0,0070	1,19	0,013	1,59	0,012	0,97
dhairriga	0,021	2,97	0,009	3,1	0,0180	5,34	0,016	4,36	0,016	3,02
dpessoal	0,704	15,53	0,428	22,79	0,6350	31,49	0,103	3,39	0,431	11,93
ddiesel	0,032	2,92	0,020	4,29	0,1390	15,85	-0,019	-2,54	-0,014	-0,70
dtrator	0,029	1,96	0,007	1,27	-0,0400	-3,81	0,051	4,01	0,016	0,57
dadubo	0,034	3,04	0,054	11,63	0,0160	1,96	0,034	4,00	0,011	1,15
mdual	-0,023	-0,30	0,006	0,12	-0,0290	-1,54	-0,106	-2,04	-0,407	-4,62
dmdual	0,658	2,07	-0,195	-1,34	-0,6200	-6,96	-0,321	-2,25	-0,927	-3,86
dr	-21,043	-1,03	0,331	7,38	0,2110	3,18	-0,032	-0,40	-0,646	-2,92
ddr	21,771	1,07	-0,305	-5,02	-0,3210	-4,29	0,213	2,47	0,065	0,24
net	0,065	1,38	0,089	5,26	-0,0210	-0,96	0,007	0,34	-0,036	-0,76
aptidao	-0,073	-5,36	-0,006	-0,63	0,0260	6,53	0,060	8,03	0,001	0,07
R <sup>2</sup>	0,832		0,7576		0,8539		0,885		0,885	
Estatística-F	209,330		971,130		924,0800		426,450		426,450	
N	780		5.612		2.866		1.016		1.016	

Sul, onde se encontram as terras com melhores qualificações, não sendo significativo para as regiões Nordeste e Centro-Oeste. Neste último caso, em particular, considerando-se, de um lado, a baixa aptidão natural dos seus solos, em geral, e, de outro, a expansão da produção observada no período, o resultado é o esperado.

De acordo com os resultados das variáveis indicativas do impacto do custo de transporte, nota-se, inicialmente, a maior importância relativa para a região Centro-Oeste tanto da magnitude do custo de transporte inter-regional ( $mdual$ ), quanto da sua redução. No mesmo sentido, ambos os parâmetros são os mais significativos dentre as regiões, para essas variáveis. Os parâmetros das regiões Sul e Sudeste também apresentam os sinais negativos esperados, embora nesta última a significância estatística deixe a desejar no caso do parâmetro da variável  $mdual$ . Esse resultado, talvez, seja devido à própria especificação dessa variável como custo de transporte para a capital São Paulo, uma vez que há vários outros centros sub-regionais mais representativos para grande parte dos municípios dessa região.

Quanto à densidade de rodovias pavimentadas, os resultados parecem mostrar que sua importância é relativamente menor para a região Centro-Oeste. O sinal negativo do nível absoluto dessa variável ( $dr$ ) pode ser entendido como capturando algum efeito espacial espúrio, ou seja, regiões contendo menos rodovias pavimentadas foram as que apresentaram um crescimento relativamente maior, não explicado pelas demais variáveis do modelo. A variação dessa densidade não se revelou estatisticamente significativa para a região. Note-se ainda que a alternância de sinal dos parâmetros dessas duas variáveis ( $dr$  e  $ddr$ ), em todas as regiões, pode indicar a ocorrência de uma correlação espúria. Por fim, observe-se que a variável *dummy* net não se revelou importante para explicar o crescimento da produção agrícola.

#### 4 CONCLUSÃO

A relação entre o desenvolvimento da atividade agrícola e os transportes é ainda pouco entendida. No entanto, os reclames de agricultores e produtores em geral localizados em áreas mal servidas de infra-estrutura de transporte não deixariam dúvida da importância desses serviços para o bom funcionamento da atividade.

Os modelos de localização e equilíbrio de preços nos mercados agrícolas, teoricamente, sempre deram destaque aos custos de transporte [ver Bressler e King (1970)]. Os trabalhos pioneiros de Krueger (1968), Hayami e Ruttan (1971), Easter, Abel e Norton (1977), Antle (1983), e outros, contribuíram de forma significativa para o entendimento das relações entre os investimentos públicos e o desenvolvimento do setor agrícola. Empiricamente, porém, ainda se está distante



de possuir relações e medidas confiáveis sobre o impacto dos custos de transporte na atividade econômica, em especial a agrícola. Essa carência coloca em questão os resultados das avaliações de custo-benefício de investimentos em infra-estrutura de transporte, principalmente em áreas de fronteira agrícola.

No caso dos cerrados brasileiros, reconhece-se que parte da dinâmica observada foi e é explicada por outros fatores e políticas governamentais, tais como crédito para produção e comercialização agrícola, políticas de preços mínimos, principalmente durante as décadas de 1970 ou 1980, e investimentos na pesquisa agrícola e a disseminação de novas tecnologias, principalmente a partir da criação da Embrapa, que foram de grande importância para a agricultura dessa região.

No mesmo sentido, há que se considerar a circularidade dessa relação: o crescimento das atividades econômicas justifica novos investimentos em infra-estrutura de transporte, que, por seu turno, possibilita novos investimentos para a expansão da produção.

Apesar das dificuldades inerentes a esse tipo de estudo, espera-se que os resultados alcançados tenham permitido enfatizar a interdependência entre os transportes e a produção agropecuária, e mensurar os impactos das reduções de custo de transporte sobre o crescimento dessa produção.

As extensões desejáveis deste estudo incluem a expansão da malha de transporte considerada de modo a incluir os modais ferroviário e hidroviário, bem como a estrutura de armazenagem e outros serviços logísticos. Outra investigação promissora seria a ampliação da base de dados para o período anterior a 1970. Nesse caso, as dificuldades inerentes à estruturação de áreas geográficas mínimas comparáveis seriam, certamente, compensadas pela riqueza de variância trazida pelos novos dados.

#### BIBLIOGRAFIA

- ALMEIDA, R. S., RIBEIRO, M. A. Análise da organização espacial da indústria na região Sudeste. *Revista Brasileira de Geografia*, Rio de Janeiro, v. 55, n.1, p. 61-107, dez. 1993.
- ALONSO, W. Location theory. In: FRIEDMANN, J., ALONSO, W. (orgs.). *Regional Development and Planning*. Cambridge (MA): The MIT Press, p. 78-106, Cap.4, 1964.
- ANTLE, J. M. Infrastructure and aggregate agricultural productivity: international evidence. *Economic Development and Cultural Change*, v. 31, p. 609-619, Apr. 1983.
- ARROW, K. H. *et alii*. Capital-labor substitution and economic efficiency. *Review of Economics and Statistics*, v. 43, 1961.
- BAER, I. F., KERSTENETZKY, W., SIMONSEN, M. Transporte e inflação: um estudo da formulação irracional de política no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 1962.

- BALL, V. E. Output, input and productivity measurement in U.S. agriculture: 1948-79. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 67, p. 475-486, Aug. 1985.
- BARRO, R. Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, 1990.
- BARRO, R., SALA-I-MARTIN, X. Public finance in models of economic growth. *Review of Economic Studies*, v. 59, 1992.
- BEATTIE, B. R., TAYLOR, C. R. *The economics of production*. New York: John Wiley & Sons, 1985.
- BECKMAN, M., MARSCHAK, T. An activity analysis approach to locations theory. *Kyklos*, v. 8, 1955.
- BIEHL, D. Equipements collectifs, développement économique, croissance et plein emploi. In: TERNY, G., PRUD'HOMME, R. Le financement des équipements publics de Demain. *Economica*, Paris, 1986.
- BINSWANGER, H. P. *et alii*. On the determinants of cross-country aggregate agricultural supply. *Journal of Econometrics*, v. 36, p. 111-131, 1987.
- BOISVERT, R. *The translog production function, its properties, its several interpretations, and estimation problems*. 1982, mimeo.
- BOYER, K. *Principles of transportation economics*. New York: Addison Wesley, 1997.
- BRESSLER, R., KING, R. *Markets, prices and interregional trade*. New York: Wiley, 1970.
- CANO, W. *Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil: 1930/70*. Campinas: Unicamp, 1985.
- CAPALBO, S., ANTLE, J. (orgs.). *Agricultural productivity: measurement and explanation*. Washington, D. C.: Resources for the Future, 1988.
- CASTRO, N. de. Estrutura e desempenho do setor de transporte rodoviário de carga. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, abr. 1988.
- . Perspectivas de desenvolvimento regional. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1989*, Rio de Janeiro: IPEA/INPES, p. 287-317, Cap. 8, 1989.
- . Intermodalidade, intramodalidade e o transporte de longa distância no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília, n. 10, p. 117-140, dez. 1993.
- CASTRO, N. de, CARRIS, L., RODRIGUES, B. A. Custos de transporte e a estrutura espacial do comércio interestadual brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 29, n. 3, dez. 1999a.
- . *Custos de transporte e a estrutura espacial do comércio interestadual brasileiro*. 1999b (Nemesis Working Paper).
- CHAND, R., KAUL, J. L. A note on the use of the Cobb-Douglas profit function. *Ajæ*, v. 68, p. 162-164, 1986.
- CHRISTENSEN, L., JORGENSEN, D., LAU, L. Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics*, v. 54, 1972.

- CLAGUE, C., DESSER, A. International differences in the agricultural price level: factor endowments, transportation costs, and the political economy of agricultural protection. *Eastern Economic Journal*, v. 24, n. 3, p. 281-292, Summer 1998.
- COBB, C., DOUGLAS, D. A theory of production. *American Economic Review*, v. 18, Mar. 1928 (Supplement).
- COSTA, J., ELLSON, R., MARTIN, R. Public capital, regional output and development: some empirical evidence. *Journal of Regional Science*, v. 27, 1987.
- DANO, S. *Industrial production models*. New York: Springer-Verlag, 1966.
- DIAS, R., BACHA, C. Mudança tecnológica e viés de produção na agropecuária brasileira — 1970/85. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 3, dez. 1998.
- DIEWART, W. An application of the Shephard duality theorem: a generalized Leontief production function. *Journal of Political Economy*, v. 79, 1971.
- DILLON, J. L. *The analysis of response in crop and livestock production*. Oxford: Pergamon Press, 1968.
- DINIZ, C. C. *Capitalismo, recursos naturais e espaço*. Campinas: Unicamp, 1987 (Tese de Doutorado).
- . *A dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas*. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 1995 (Texto para Discussão, 375).
- DOLL, J. P., ORAZEM, F. *Production economics: theory with applications*. New York: John Wiley & Sons, 1984.
- EASTER, K., ABEL, M., NORTON, G. Regional differences in agricultural productivity in selected areas of India. *American Journal of Agricultural Economics*, May 1977.
- FAN, S. Effects of technological change and institutional reform on production growth in Chinese agriculture. *Ajae*, v. 73, p. 266-275, 1991.
- FERGUSON, C. E. *The neoclassical theory of production and distribution*. Cambridge University Press, 1975.
- FLEISHER, B. LIU, Y. Economies of scale, plot size, human capital and productivity in Chinese agriculture. *Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 32, 1992.
- FLOWERDEW, R., AITKIN, M. A method of fitting the gravity model based on the poisson distribution. *Journal of Regional Science*, v. 22, p. 190-202, 1982.
- FRENCH, B. C. The analysis of productive efficiency in agricultural marketing: models, methods, and progress. *A Survey of Agricultural Economics Literature*, University of Minnesota Press, v. 1, p. 93-206, 1977.
- FURTADO, C. *Formação econômica do Brasil*. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1959.
- GEIPOT. *Anuário Estatístico dos Transportes*. Brasília, vários anos.
- GRILICHES, Z. Measuring input changes in agriculture: a critical survey. *Journal of Farm Economics*, v. 42, p. 1.411-1.427, Dec. 1960.
- . Research expenditures, education and aggregate agricultural production function. *American Economic Review*, v. 45, 1964.

- GWILLIAM, K. M. La economía del transporte y el desarrollo. In: DE RUS, G., NASH, C. (coords.). *Desarrollos Recientes en Economía del Transporte*. Madri: Civitas, Cap. 8, p. 393-475, 1998.
- HAKFOORT, J. Public capital, private sector productivity and economic growth: a macroeconomic perspective. In: BATTEN, D., KARLSSON, C. (orgs.). *Infrastructure and the complexity of economic development*. Springer 1996.
- HALLAM, A. Economics of size and scale in agriculture: an interpretive review of empirical measurement. *Review of Agricultural Economics*, v. 13, p. 155-172, 1991.
- HAY, D. An application of von Thünen's model of agricultural location. *Oxford Agrarian Studies*, Institute of Economics and Statistics, Oxford University Press, v. 13, 1984.
- HAYAMI, Y., RUTTAN, V. W. *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore, M.D.: John Hopkins Press, 1971.
- HEADY, E. O. Production functions from a random sample of farms. *Journal of Farm Economics*, v. 28, 1946.
- HEADY, E. O., DILLON, J. L. *Agricultural production functions*. Ames, I. A. Iowa State University Press, 1961.
- HEYMANN Jr., H. Os objetivos dos transportes. In: FROMM, G. (org.). *Transporte e Desenvolvimento Econômico*. Rio de Janeiro: Victor, Cap. 2, p. 21-34, 1968.
- HIDALGO, A. B., VERGOLINO, J. R. *O Nordeste e o comércio inter-regional e interestadual: um teste dos impactos através do modelo gravitacional*. Recife: Pimes, UFPE, jun. 1997 (Texto para Discussão, 388).
- HILL, C., GRIFFITHS, W., JUDGE, G. *Undergraduate econometrics*. Wiley, 1997.
- IBGE. *Censos Agropecuários*, vários anos.
- . *Censos Econômicos*, vários anos.
- IPEA. *Matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil*. 1997 (versão preliminar).
- . *A economia brasileira em perspectiva*. Rio de Janeiro, 1998 (CD-ROM).
- . *Expansão agrícola nos cerrados. O papel das políticas de preços mínimos, de crédito rural e de transportes*. Brasília, 2001.
- JENSEN, H. R. Farm management and production economics, 1946-70. *Survey of Agricultural Economics Literature*, v. I., Minneapolis, MN: University of Minnesota Press, 1977.
- KRUEGER, A. Factor endowments and per capita income differences among countries. *Economic Journal*, v. 78, 1968.
- LIN, J. Rural reforms and agricultural growth in China. *American Economic Review*, v. 82, n. 1, Mar. 1992.
- MAO, W., KOO, W. Productivity growth, technological progress and efficiency change in chinese agricultural production from 1984 to 1993. *Agricultural Economic Report*, North Dakota State U., v. 362, 1996.
- McMILLAN, J., WHALLEY, J., ZHU, L. The impacts of China's reforms on agricultural productivity growth. *Journal of Political Economy*, v. 97, 1989.

- MINISTÉRIO DA FAZENDA. Balança Comercial interestadual de 1985. *Revista de Finanças Públicas*, Brasília: Secretaria de Economia e Finanças, Ano 47, n. 369, p. 44-72, jan./mar. 1987.
- MINISTÉRIO DA VIAÇÃO E OBRAS PÚBLICAS (MVOP). *Plano Geral de Viação Nacional*, 1934.
- MINISTÉRIO DOS TRANSPORTES. *Planos de viação: evolução histórica 1808 — 1973*. Brasília, 1974.
- PETERSON, W., HAYAMI, Y. Technical change in agriculture. *A Survey of Agricultural Economics Literature*, University of Minnesota Press, v. 1, p. 497-526, 1977.
- PRUD'HOMME, R. Assessing the role of infrastructure in France by means of regionally estimated production functions. In: BATTEN, D., KARLSSON, C. (orgs.). *Infrastructure and the complexity of economic development*. Springer, 1996.
- RAY, S. A translog cost function analysis of U.S. agriculture, 1939-77. *American Journal of Agricultural Economics*, Aug. 1982.
- RODRIGUES, B. A. *Custos de transporte de carga e desenvolvimento econômico regional no Brasil*. IE/UFRJ, 1999 (Monografia de Bacharelado).
- ROEHNER, B. The role of transportation costs in the economics of commodity markets. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, n. 2, May 1996.
- ROSEGRANT, M., EVENSON, R. *Agricultural productivity and sources of growth in South Asia*. Yale University Economic Growth Center, 1992 (Paper, 466).
- RUTTAN, V. W. Issues in the evolution of production economics. *JFE*, v. 49, p. 1.490-1.499, Dec. 1967.
- SPILLMAN, W. Applications of the law of diminishing returns to some fertilizer and feed data. *Journal of Farm Economics*, v. 5, 1924.
- SPRIGGS, J. Benefit-cost analysis of surfaced roads in eastern rice region of India. *American Journal of Agricultural Economics*, May 1977.
- THEIL, H. *A system-wide approach to microeconomics*. Chicago: The University of Chicago Press, 1980.
- TIEBOUT, C. M. Exports and regional growth. *The Journal of Political Economy*, v. 64, n. 2, p. 160-164, Apr. 1956.
- WALTERS, A. A. Production and cost functions: an econometric survey. *Econometrica*, v. 31, p. 1-66, Jan./Apr. 1963.
- WANG, J., WAILES, E., CRAMER, G. A shadow-price frontier measurement of profit efficiency in Chinese agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, 1996.
- WEERSINK, A., LOREN, W. T. Regional and temporal impacts of technical change in the U. S. dairy sector. *AJAE*, v. 72, p. 923-934, 1990.
- WORLD BANK. *The economic analysis of rural road projects*. 1976 (WB Staff Working Papers, 241).
- YOTOPOULOS, P. A., NUGENT, J. B. *Economics of development: empirical investigations*. New York: Harper and Row, 1976.





PARTE 3

**REGIÃO, ESPAÇO E PRODUTIVIDADE NA AGRICULTURA  
BRASILEIRA**







## MEDINDO A PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA REGIONAL COM EFEITO VIZINHANÇA\*

Ajax R. B. Moreira  
Marina Paez

### 1 INTRODUÇÃO

Em um cartograma em que o nível de uma quantidade está representado pelo tom de uma cor, é freqüente observar que a tonalidade tende a se alterar de forma suave. Esta característica das quantidades definidas no espaço pode ser chamada de tendência espacial e é uma forma análoga à tendência temporal das séries temporais.

A tendência espacial é representada pelo efeito vizinhança, ou seja, o efeito das quantidades das regiões vizinhas sobre a quantidade de interesse. Modelos com essa característica requerem cuidados específicos na estimação, discutidos pela econometria espacial.

A tendência espacial pode ser uma característica das variáveis observadas, ou de variáveis latentes. O primeiro caso corresponde ao modelo proposto por Anselin (1988); e o segundo, ao modelo de Besag, York e Mollie (1991). No primeiro, o efeito vizinhança é parte da equação de observação, e no segundo é a propriedade que define a variável latente.

Na atividade agropecuária, a produtividade com que os fatores de produção são utilizados depende de muitos elementos não observáveis ou mensurados. Esses elementos são distribuídos de forma desigual entre as regiões, mas tendem a se alterar de forma suave no espaço porque a natureza tende a não dar saltos, ou porque os elementos culturais se difundem por contágio. Essa produtividade foi identificada como uma variável latente definida pela sua tendência espacial, e foi estimada para as microrregiões que não fazem parte da Amazônia Legal.

A Seção 2 apresenta um resumo do método de estimação da tendência espacial, a Seção 3 motiva o problema, a Seção 4 apresenta a metodologia adotada, a Seção 5 os resultados, e a Seção 6 traz a conclusão.

\* Os autores agradecem os comentários de Regis Bonelli, Steve Helfand, Elcyon C. R. Lima e Ronaldo Seroa da Motta.

## 2 ESTIMANDO A TENDÊNCIA ESPACIAL

Os modelos multivariados, em que o efeito vizinhança é uma propriedade de variáveis latentes, foram estimados utilizando a metodologia proposta por Gamerman (2002), que utiliza uma notação menos usual na literatura econômica. Por isso a estimativa do modelo de tendência espacial será apresentada para um caso particular, apenas uma equação e um parâmetro variando no espaço, e utilizando uma notação mais usual.

Neste caso particular, o modelo de tendência espacial pode ser descrito como um modelo de regressão em que o termo sem regressor ( $\alpha_i$ ) varia com as regiões de forma suave no espaço, ou seja, sempre que duas regiões são vizinhas  $i \sim j$ , então a diferença entre esses termos dessas duas regiões é um termo aleatório. As equações (1) e (2) formalizam esse modelo, em que  $n$  é o número de regiões e  $n_i$  é o número de vizinhos da região  $i$ , e as variâncias da equação de observação (1) e da tendência espacial são, respectivamente,  $(\phi^{-1}, \varphi^{-1})$ , cujo inverso  $(\phi, \varphi)$  tem distribuição gama.

$$Y_i = \alpha_i + \beta X_i + e_i \quad e_i \sim N(0, \phi^{-1}) \quad i = 1 \dots n \quad (1)$$

$$\alpha_i - \alpha_j = f_{ij} \quad f_{ij} \sim N(0, \phi^{-1} \varphi^{-1}) \quad \forall i \sim j \quad (2)$$

A tendência espacial é uma componente latente estimada a partir dos dados e funciona de forma semelhante à tendência espacial dos modelos de série temporal. No caso temporal, a tendência suaviza a flutuação da quantidade no tempo, ou seja, faz com que os valores de cada período sejam “parecidos” com os dos períodos anterior e posterior. No caso espacial a tendência faz o mesmo papel num ambiente em que a noção de vizinhança é definida no plano. Este modelo é a extensão para o espaço dos modelos de variável de estado ou filtro de Kalman utilizados para séries temporais.

Os textos mencionados provam que:

$$(\alpha | \beta, \varphi, \phi) = N(R(y - X\beta), R\phi^{-1}) \quad (3)$$

$$(\beta | \alpha, \varphi, \phi) = N((X'X)^{-1} X'(y - \alpha), (X'X)^{-1} \phi^{-1}) \quad (4)$$

$$(\phi | \alpha, \beta, \varphi) = (\phi | \alpha, \beta) = \Gamma^1(n/2, 0,5 \sum_i (Y_i - \alpha_i - \beta X_i)(Y_i - \alpha_i - \beta X_i))$$

$$(\varphi | \alpha, \beta, \phi) = (\varphi | \phi) = \Gamma^2(n/2, 0,5 \sum_{i \sim j} (a_i - a_j) \phi(a_i - a_j))$$

onde:

$\Gamma ()$  : distribuição gama;

$\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)'$ ;

$y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ ;

$R = (I_n - W\varphi^{-1})^{-1}$ ; e

$W$  é tal que:  $\{W[i, j] = 1$  se  $i \sim j$ ;  $W[i, j] = n_i$  se  $i = j$ ;  $W[i, j] = 0$  em caso contrário}

Dadas essas distribuições condicionais, pode-se mostrar, de acordo com Gamerman (1997), que o modelo (1-2) é estimado da seguinte forma iterativa:

1.  $\alpha^w = 0$
2. amostre  $\beta^w \sim (\beta | \alpha^w, \phi^w, \varphi^w)$
3. amostre  $\alpha^w \sim (\alpha | \beta^w, \phi^w, \varphi^w)$
4. amostre  $\varphi^w \sim (\varphi | \alpha^w, \beta^w)$
5. amostre  $\phi^w \sim (\phi | \alpha^w, \beta^w)$
6. retorne para (2) e repita até que ocorra a convergência.<sup>1</sup>

Após a convergência, o vetor  $(\alpha^w, \beta^w, \phi^w, \varphi^w)$  é uma amostra da distribuição de  $(\alpha, \beta, \phi, \varphi | \text{dados})$ , ou seja, é uma amostra da distribuição do estimador dos parâmetros.

Este modelo pode ser estendido em duas direções:

1) Incorporando no modelo univariado  $p$  componentes com tendência espacial.

$$Y_i = \alpha_i Z_i + \beta X_i + e_i \quad e_i \sim N(0, \phi^{-1}) \quad i = 1 \dots n \quad (5)$$

$$\alpha_i - \alpha_j = f_{ij} \quad f_{ij} \sim N(0, \varphi^{-1} \phi^{-1}) \quad \forall i \sim j \quad (6)$$

onde  $(\alpha_i)$  é um vetor com  $p$  componentes,  $\varphi$  é uma matriz de posto  $p$ ,  $\Gamma^2()$  é a distribuição Wishart, e a distribuição do termo espacial fica:

$$(\alpha | \beta, \varphi, \phi) = N(R \tilde{X}'(y - X\beta), R\phi^{-1})$$

1. Critério de convergência em Gamerman (1997).

$$R = (\tilde{X}' \tilde{X} - W\phi^{-1})^{-1}$$

$$\tilde{X} = \begin{pmatrix} z_1 & \cdot & 0 \\ 0 & \cdot & 0 \\ 0 & \cdot & z_n \end{pmatrix} \text{ e } z_i \text{ é o vetor de regressores da região } i$$

2) Considerando  $q$  equações no modelo com apenas um termo espacial;

$$AY_i = \alpha_i + \beta X_i + e_i \quad e_i \sim N(0, \Lambda) \quad i = 1 \dots n \quad (7)$$

$$\alpha_i - \alpha_j = f_{ij} \quad f_{ij} \sim N(0, \phi^{-1} \Lambda) \quad \forall i \sim j \quad (8)$$

onde  $\Lambda$  é por hipótese de identificação uma matriz diagonal de posto  $q$ ,  $(\alpha_i)$  é um vetor coluna com  $q$  componentes, e  $\Gamma^1()$  é a distribuição Wishart.

Este modelo pode ser parametrizado e colocado na forma a seguir, que pode ser estimada de forma semelhante ao modelo (1-2).

$$Y_i = A^{-1} \alpha_i + A^{-1} \beta X_i + A^{-1} e_i = \gamma_i + \beta^* X_i + u_i \quad u_i \sim N(0, \phi^{-1}) \quad i = 1 \dots n \quad (9)$$

$$\gamma_i - \gamma_j = f_{ij}^* \quad f_{ij}^* \sim N(0, \phi^{-1} \phi^{-1}) \quad \forall i \sim j \quad (10)$$

### 3 MOTIVAÇÃO

Pretende-se estimar a produtividade com que os fatores de produção disponíveis em uma região estão sendo utilizados pelo conjunto dos agentes, ou seja, considerando cada microrregião como um agente que dispõe de uma dotação de fatores<sup>2</sup> fixos terra e trabalho e capital. Pretende-se avaliar a produtividade com que esse agente utiliza esses fatores.

O fazendeiro representativo de uma região otimiza a utilização dos fatores de produção com base nos preços relativos (por exemplo, pode decidir utilizar parte da terra e da mão-de-obra disponível, substituindo, por exemplo, esses fatores pelo uso mais intensivo de fertilizantes). A medida proposta, no entanto, supõe que os fatores fixos estão dados, e pretende-se medir o quanto uma região os utiliza de forma mais produtiva do que outra.

2. Ignorando a migração e alteração do estoque de capital durante cada período produtivo.

Na atividade agropecuária, a produtividade com que os fatores de produção são utilizados depende de muitos elementos não observáveis ou mensurados. Exemplos disso são elementos físicos, como a qualidade e o grau de exaustão do solo, ou elementos culturais, como o grau de instrução dos gerentes e proprietários ou a proporção destes que utiliza novas tecnologias. Esses elementos são desigualmente distribuídos entre as regiões, mas tendem a se alterar de forma suave no espaço, ou seja, apresentam uma tendência espacial. São mais parecidos entre regiões próximas do que entre regiões distantes, seja porque a natureza tende a não dar saltos, ou porque os elementos culturais se difundem por contágio.

A produtividade de uma atividade econômica com um fator e um produto é medida pela razão entre essas quantidades. No caso da atividade agropecuária, que é multivariada, múltiplos produtos e fatores, a literatura propõe diversas abordagens para medir a produtividade: análise envoltória de dados (DEA), fronteira de produção estocástica e a agregação. Seguindo esta última abordagem, Caves, Christensen e Diewert (1982) propuseram a agregação dos produtos e fatores em dois índices superlativos — um para o produto e outro para os fatores — e tomar como medida da produtividade a razão entre esses índices.

No caso brasileiro, a origem dos dados da atividade agropecuária são os censos agropecuários realizados a cada cinco anos. Esses censos dispõem de medidas para o valor e a quantidade de uma lista abrangente de produtos, mas as medidas relativas aos fatores terra, capital, trabalho e insumos variáveis não dispõem de medidas confiáveis ou para o valor ou para a quantidade. O estoque de capital físico e terra não dispõe de medidas para o valor confiáveis. O fator trabalho incorpora mão-de-obra familiar que não recebe salários monetários. Finalmente, os insumos variáveis são medidos em valor. Essas limitações impedem a construção de um índice superlativo dos recursos.

Na literatura de crescimento [King *et alii* (1991)], admite-se que a componente do produto que tem tendência espacial e que não é explicada pelos fatores é a produtividade total dos fatores (PTF), e sua evolução temporal é uma medida da flutuação da produtividade. De forma análoga, no contexto espacial admite-se que a parte do produto com tendência espacial e que não é explicada pelos fatores de produção é uma medida da heterogeneidade da PTF entre as regiões.

O modelo de regressão adotado para estimar a função de produção incorpora uma variável latente que é definida pela restrição de semelhança entre regiões vizinhas, ou seja, tendo a propriedade da tendência espacial. Esse modelo foi proposto com diferentes especificações por Knorr-Held e Besag (1998), Assunção, Lemos e Assunção (1998), Assunção, Gamerman e Assunção (1999), Moreira e

Migon (2000) e Gamerman e Moreira (2001). O modelo de componente latente espacial foi estendido para o contexto multivariado em Gamerman (2002) e foi utilizado para obter uma medida da PTF, tomando como unidade de observação espacial as 530 microrregiões homogêneas<sup>3</sup> não pertencentes à Amazônia Legal.

#### 4 METODOLOGIA

Considera-se que cada microrregião é um agente que determina a quantidade de produto e de insumo variável ( $Q, I$ ) a cada período, dada a sua dotação de fatores fixos de terra, mão-de-obra e capital ( $T, L, K$ ), com uma produtividade ( $\alpha$ ) específica de cada região e definida pela sua tendência espacial. Assim, pode-se representar a produção pelo modelo (1), em que o agente decide o quanto vai produzir e consumir de insumos variáveis dada a sua produtividade e a dotação de fatores fixos.<sup>4</sup>

$$(Q, I | T, K, L, \alpha) \quad (11)$$

( $\alpha_r$  é semelhante a  $\alpha_s$ )  $\forall r$  próximo a  $s$

Esse modelo não requer medidas do preço dos fatores, que não são mensurados adequadamente, obtém uma medida para a PTF por região e, finalmente, atende à hipótese de que esta componente não-observável tende a variar de forma suave no espaço. Para implementar esse modelo, necessita-se de uma medida do produto, uma forma funcional e uma definição para a noção de proximidade.

Admitindo que a função de transformação em cada região é uma translog,<sup>5</sup> em que os coeficientes da parcela quadrática são iguais para todas as regiões, e que o preço dos produtos é dado para cada região, Caves, Christensen e Diewert (1982) mostraram que o índice de Törnqvist-Theil (1) mede o quanto a região  $r$  no período  $t$  produz, em quantidade, mais do que a região  $s$  no período 0, considerando que as duas regiões estão maximizando a sua renda,<sup>6</sup> ou seja, estão na sua fronteira de transformação.

$$\text{Ln}(m_{rt}) = 0,5 * \sum_i (S_{irt} - S_{is0}) \text{Ln}(Q_{irt} / Q_{is0}) \quad (12)$$

3. Microrregião homogênea é um critério de partição do espaço geográfico brasileiro adotado pelo IBGE, que, em 1997, compreendia 558 regiões.

4. Este modelo supõe que o insumo variável ( $I$ ) não substitui os fatores fixos e que estes são substituíveis entre si.

5.  $A^s + B^s Y_s + Y_s D Y_s = I$ .

6. Definiu-se o índice com a região  $s$  num período de referência de forma a permitir a comparação intertemporal.

onde:

$$S_{irt} = V_{irt} / \sum_i V_{irt} \quad V_{irt} = P_{irt} Q_{irt}$$

$(P_{irt}, Q_{irt})$  preço e quantidade produzida do produto<sup>7</sup>  $i$  na região  $r$  no tempo  $t$ .

Este índice é conhecido como índice superlativo bilateral, compara o *quantum* produzido de duas regiões, mas não permite a comparação com uma terceira região, pois esse índice não é transitivo. O mesmo autor propôs o índice superlativo multilateral que é uma média geométrica dos índices bilaterais.

$$\text{Ln}(f_{rt}) = \sum_s \text{Ln}(m_{rst}) / N \quad (13)$$

Este é o índice para o produto adotado e permite a comparação da produção entre múltiplas regiões em períodos diferentes.

Os fatores fixos de produção considerados foram a área da região  $a$ , o total de trabalhadores do setor rural na região  $n$  e o total de capital permanente  $k$ . A quantidade de capital físico é medida com imprecisão. A estimativa do valor do capital a partir da acumulação dos investimentos é imprecisa<sup>8</sup> devido às altas taxas de inflação no período. No censo dispõe-se de medidas quantitativas para componentes desse estoque, que envolve benfeitorias, equipamentos — tratores e veículos —, estoque de bovinos e o estoque de árvores da lavoura permanente. O *quantum* de capital incorporado no número de bovinos e de árvores da cultura permanente ignora as diferenças de produtividade econômica das componentes desses estoques.<sup>9</sup> Por isso, a quantidade de capital físico foi medida apenas pelo número de tratores.

O insumo variável<sup>10</sup>  $i$  é determinado pelo produtor, com o volume de produção  $q$ , considerando a dotação de fatores fixos. Além disso, o nível de insumo variável determina o produto. Desses comentários resultam as variáveis  $(n, a, k)$  exógenas, e as  $(i, q)$  endógenas, em que  $i$  determina  $q$ , mas não o contrário.

7. Os produtos foram desagregados em uma lista de 19 produtos que cobre, em média, 70% do valor total da produção. A produção residual foi agregada em valor corrente e considerada o vigésimo produto. Os produtos são: algodão, arroz, cana-de-açúcar, feijão (1ª safra), feijão (2ª safra), feijão (3ª safra), fumo, mandioca, milho, soja, tomate, trigo, banana, cacau, café, laranja, bovinos vendidos, suínos vendidos, aves vendidas, leite (produção), ovos (produção).

8. Quantidades monetárias acumuladas ao longo do ano são uma medida muito imprecisa do valor dos investimentos devido às altas taxas de inflação no período, e só se dispõe de dados de investimento nos anos de censo.

9. Exercícios preliminares que incluíam esses itens na função de produção mostraram que os coeficientes desses componentes tinham sinal errado ou eram não-significativos, o que sugere inadequação da medida.

10. Medido pelo gasto deflacionado com sementes, energia e ração.

As equações (14) e (15) descrevem o modelo (11), que determina o produto e o insumo ( $q$ ), ( $i$ ), que dependem dos fatores fixos  $X$ , de um termo que explica o nível médio do produto em cada ano  $\gamma$ , de um termo estocástico  $e$ , que responde por todos os outros elementos não considerados, e de uma variável latente  $\alpha_r$ , bidimensional definida pela tendência espacial (15). Para ser identificável, admite-se que os resíduos das equações são não-correlacionados. A componente  $\alpha_r^q$  é a medida proposta para a PTF.

$$AY_n = \alpha_r + \gamma_t + X_n \beta + e_n \quad e_r \sim N(0, \Lambda) \quad (14)$$

$$(\alpha | \psi) = k \psi^{-n/2} \exp\left\{-0,5 \sum_{j \sim m} (\alpha_m - \alpha_j)' \psi (\alpha_m - \alpha_j)\right\} \quad (15)$$

onde:

$$Y_n = (\log(i), \log(q))_n$$

$$X_n = (\log(a), \log(n), \log(k))_n$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \beta_0 & 1 \end{pmatrix}, \quad \Lambda = \begin{pmatrix} \sigma_i^2 & 0 \\ 0 & \sigma_q^2 \end{pmatrix}, \quad \alpha_r = \begin{pmatrix} \alpha_r^i \\ \alpha_r^q \end{pmatrix}$$

A equação (15) define a tendência espacial estocástica como em Besag, York e Mollie (1991), em que a diferença entre as variáveis latentes das regiões vizinhas — denotada pelo símbolo  $j \sim m$  se  $j$  é vizinho de  $m$  — é uma distribuição normal de média 0 e precisão  $\psi$ . Essa restrição determina apenas a diferença entre as regiões, deixando indeterminado o nível dessa quantidade. Isso implica que o nível dessa variável latente não é interpretável e que o modelo necessita da componente ( $\gamma$ ) que garanta que a média da componente errática é nula para cada ano.

O índice de Diewert é calculado a partir das quantidades e valores  $\{Q_{irt}\}$ ,  $\{V_{irt}\}$  de uma lista de 20 produtos em cada região. A quantidade vendida dos produtos é um tipo de informação mais sujeita a erros, e portanto mais vulnerável. Como uma medida alternativa, considera-se também um índice de valor adicionado<sup>11</sup> ( $v$ ), que não depende da informação desagregada mas: *a*) ignora o efeito da inflação ocorrida dentro do ano;<sup>12</sup> *b*) ignora o efeito da diferenciação espacial do

11. Calculado como o valor da produção subtraído dos gastos com insumos deflacionado pelo IGP-DI.

12. Definido como a soma de valores nominais de produtos que são vendidos em meses diferentes nas diferentes regiões.



preço dos produtos;<sup>13</sup> e  $c$ ) e não supõe que os agentes tenham comportamento ótimo. Neste caso, a PTF é estimada pelo modelo univariado (16), onde  $y_{rt} = \ln(v_{rt} - i_{rt})$

$$y_{rt} = \alpha_r^q + \gamma_t + X_{rt}\beta + e_{rt} \quad E_r \sim N(0, \sigma_2) \quad (16)$$

## 5 RESULTADOS

O modelo foi estimado para as duas medidas de produto ( $y, f$ ), para cada um dos censos de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995 e o conjunto dos censos numa estimativa em painel, em que a variável latente  $\alpha_r^q$  mede a produtividade de cada região. Esse modelo pode ser estimado impondo a restrição da homogeneidade da produtividade  $\alpha_r^q = \alpha$ . Nesse caso, tem-se um modelo-padrão de equações simultâneas. Para comparação, o modelo foi estimado também com a restrição de homogeneidade. Nos resultados a seguir, o caso de homogeneidade é indicado pelo sufixo  $F$ .

As Tabelas 1 e 2 apresentam os resultados das elasticidades dos fatores fixos e insumo variável para todos os casos. Para facilitar a leitura, foi indicado por “-” sempre que a hipótese de nulidade não foi rejeitada ao nível de 1%.

O componente  $\gamma$  do modelo em painel mede o nível geral do produto em cada censo e pode ser interpretado como: 1) flutuação da safra devido a condições climáticas não consideradas pelo modelo; 2) a imprecisão do deflacionamento no caso do uso do índice do valor adicionado; e finalmente, 3) a ganhos na PTF média ao longo do tempo. Devido ao item 2, este coeficiente, apresentado na Tabela 3, pode apenas ser interpretado no caso do índice superlativo.

TABELA 1  
ELASTICIDADE COM O VALOR ADICIONADO

Média	1970	1975	1980	1985	1995	1995F	1975-1995	1975-1995F
Terra	0,17	0,16	-	-	0,10	-	0,18	0,11
Número de tratores	0,19	0,17	0,29	0,29	0,34	0,14	0,11	0,10
Trabalho	0,62	0,56	0,61	0,61	0,32	0,31	0,50	0,41
Insumo	0,12	0,19	0,14	0,19	0,25	0,47	0,13	0,42
Escala	1,10	1,08	1,04	1,09	1,01	0,92	0,92	1,04

13. Incorpora como produtividade a diferença de preços. Como o custo de transporte tende a reduzir o preço das regiões mais afastadas dos centros de consumo, um índice do valor adicionado tende a indicar mais produtividade nas regiões mais próximas aos centros de consumo.

TABELA 2  
ELASTICIDADE COM O ÍNDICE SUPERLATIVO

Média	1970	1975	1980	1985	1995	1995F	1975-1995	1975-1995F
Terra	-	-	-	-	-	0,11	0,14	0,07
Número de tratores	0,16	0,18	0,39	0,67	0,44	0,23	0,12	0,25
Trabalho	0,65	0,56	0,54	0,43	0,18	0,19	0,38	0,45
Insumo	0,25	0,34	0,25	0,23	0,38	0,60	0,37	0,45
Escala	1,06	1,08	1,18	1,33	1,00	1,13	1,01	1,22

TABELA 3  
AJUSTE DA PTF POR CENSO

Painel	1975	1980	1985	1995
Média	0,28	-	2,04	-

As medidas da PTF de cada microrregião, obtidas para cada um dos censos, foram comparadas com as da estimativa em painel, e testada a hipótese de igualdade entre elas. A Tabela 4 apresenta a proporção de regiões em que o teste de igualdade foi rejeitado.<sup>14</sup> Pode-se observar que para a grande maioria das microrregiões esta hipótese não pode ser rejeitada, motivando o uso do modelo em painel que supõe, implicitamente, que a PTF das regiões é estável ao longo do tempo.

TABELA 4  
MICRORREGIÕES ONDE A IGUALDADE É REJEITADA  
[em %]

Índice	1970	1975	1980	1985	1995
Superlativo	0,04	0,02	0,06	0,00	0,01
Valor adicionado	0,01	0,02	0,01	0,01	0,04

Os gráficos a seguir comparam a PTF estimada com o índice superlativo e do valor adicionado para o conjunto dos censos e para 1995. Os resultados mostram a maior precisão da estimativa com dados em painel, como poderia ser esperado devido à maior quantidade de informação disponível para as estimativas, e uma semelhança entre as PTFs obtidas com os dois tipos de índice. Essa semelhança não pode ser rejeitada para a estimada para 1995.

14. A hipótese de igualdade dos desvios espaciais da PTF foi rejeitada quando  $\left( \left( E(\alpha_{m}^q) - E(\alpha_t^q) \right) - \left( E(\alpha_{m85}^q) - E(\alpha_{85}^q) \right) \right) / \left( V(\alpha_m^q) + V(\alpha_{m85}^q) \right)^{0,5} > 2$

Os resultados mostram que:

a) o Gráfico 1 apresenta o valor esperado e o intervalo de confiança da medida da produtividade das regiões e mostra que é rejeitada a hipótese de que a produtividade é constante;

b) as elasticidades são positivas e em geral significativas ao nível de 1%;

c) o efeito do fator terra não é significativo para algumas das estimativas por censo;

d) a heterogeneidade da PTF tende a não afetar a elasticidade dos fatores;

e) as medidas da PTF regional são estáveis ao longo do tempo;

f) a estimativa em painel é muito mais precisa; e

g) a comparação entre a PTF estimada com o índice de valor adicionado e com o superlativo mostra que o primeiro tende a mostrar maior produtividade para as regiões próximas aos centros de consumo, ao contrário do segundo.

GRÁFICO 1  
PRODUTO TOTAL DOS FATORES — MODELO DO VALOR ADICIONADO

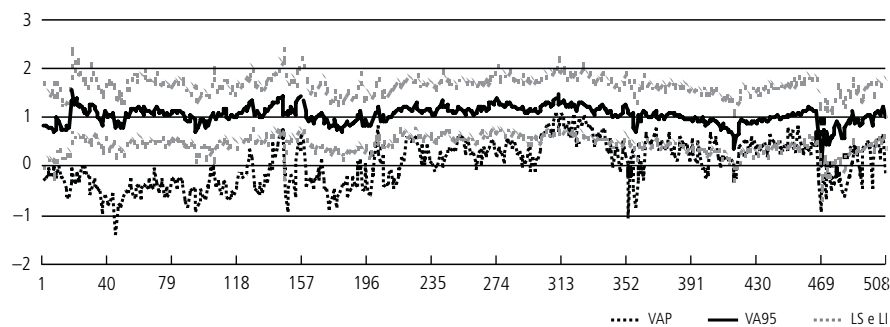
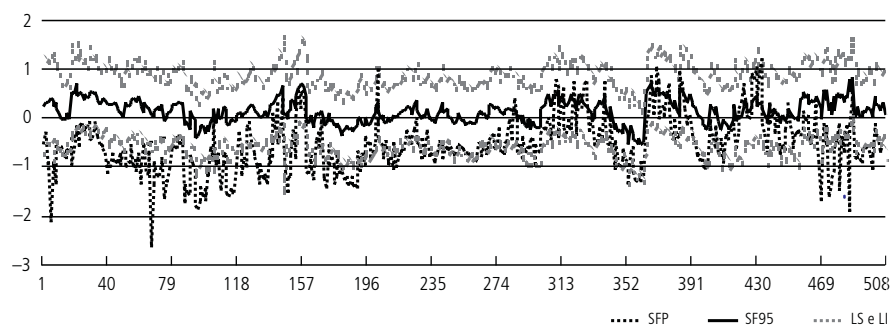


GRÁFICO 2  
PRODUTO TOTAL DOS FATORES — MODELO DO ÍNDICE SUPERLATIVO



Esta última característica pode ser atribuída à especificação do índice de valor adicionado que, não distinguindo o diferencial de preços entre as regiões, incorpora implicitamente à produtividade o maior preço dos produtos das regiões mais próximas aos grandes centros de consumo.

## 6 CONCLUSÃO

Foi utilizado aqui o efeito vizinhança para estimar uma medida da heterogeneidade da produtividade das microrregiões para as áreas já ocupadas, e para analisar as características da ocupação das demais regiões. Para os dois casos, os resultados obtidos mostraram que o efeito espacial é empiricamente relevante.

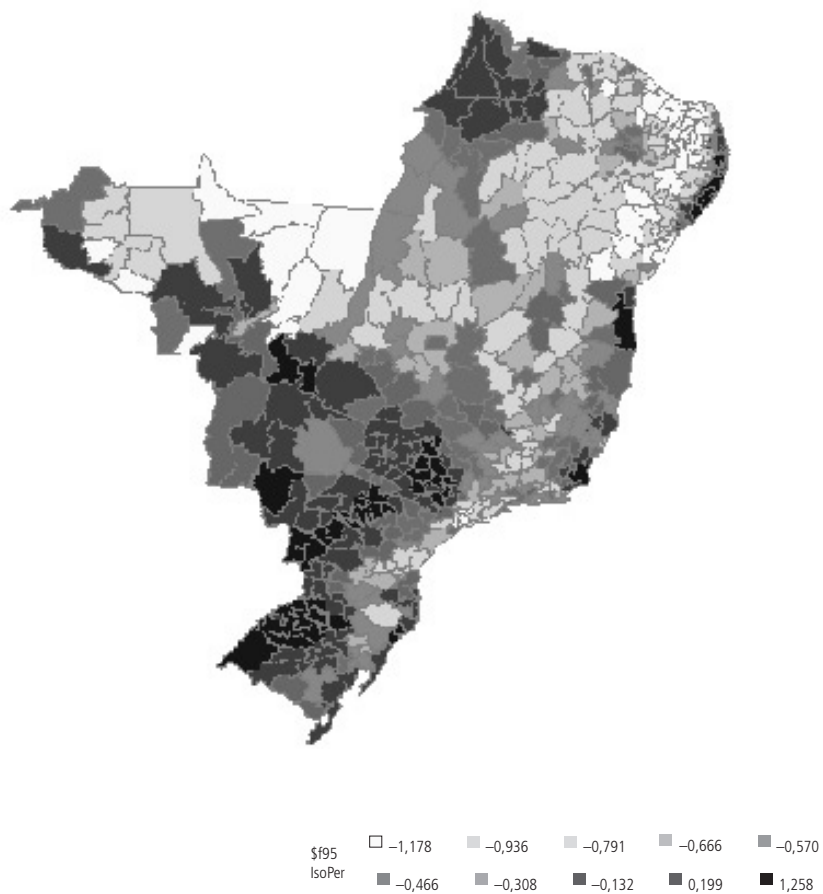
A estimativa da produtividade obteve um índice que foi construído utilizando uma abordagem que combina o uso de um índice superlativo para a quantidade produzida e uma função de produção. Os dados foram construídos para o nível de microrregião homogênea, e obtida uma estimativa da PTF específica de cada microrregião, e estatisticamente diferentes entre as regiões. Resta utilizar esse índice para avaliar a sua capacidade de descrever economicamente a atividade agropecuária.

## ANEXO

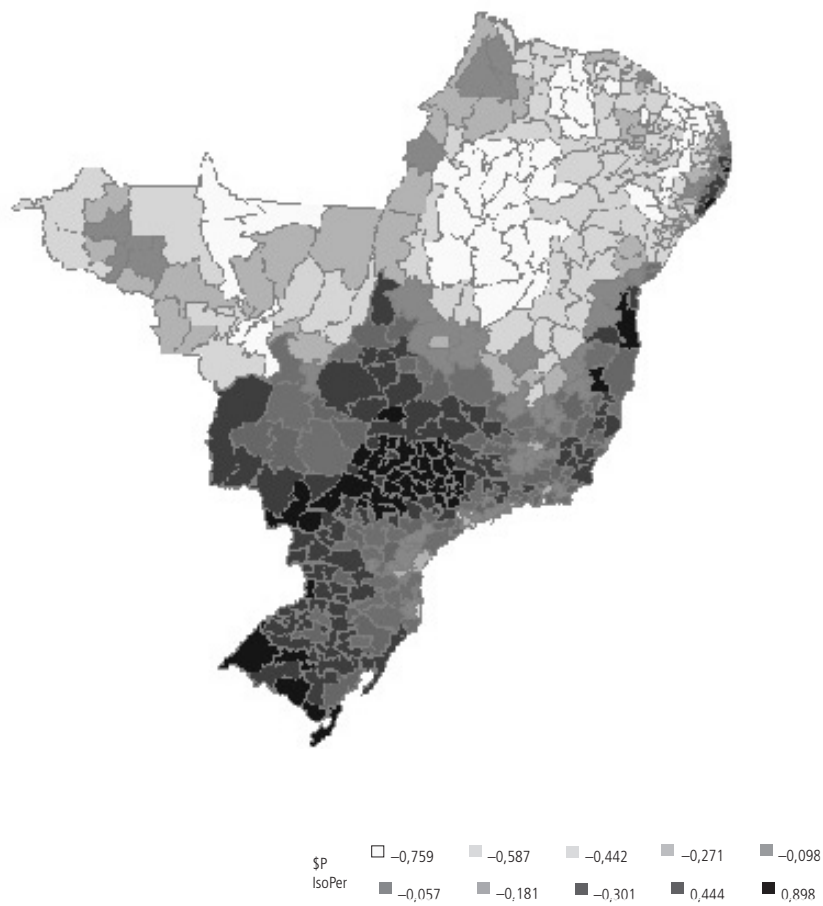
### MAPAS DAS MEDIDAS DA PTF

MAPA 1

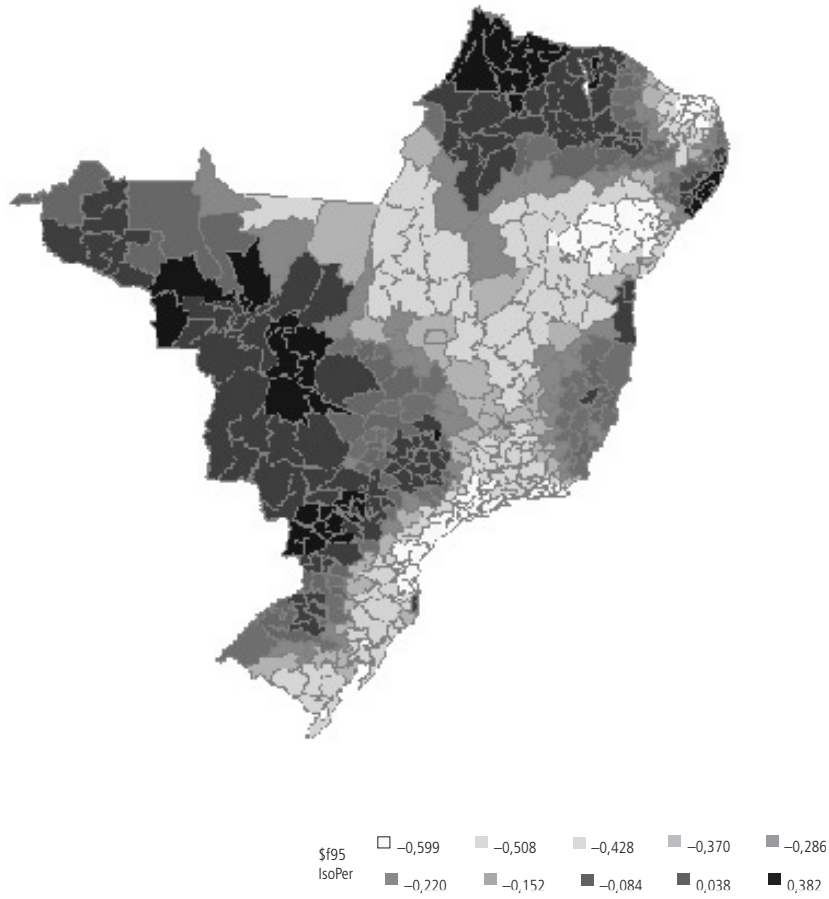
PTF: ÍNDICE SUPERLATIVO FIXO: DADOS DO PAINEL — 1970 A 1995



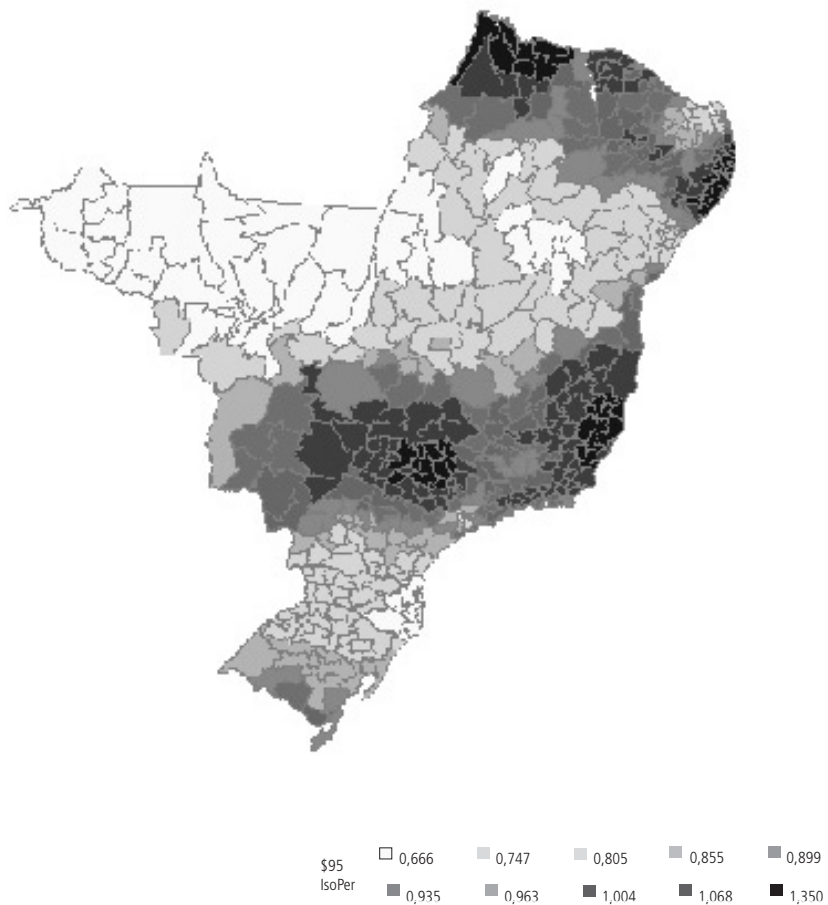
MAPA 2  
PTF: ÍNDICE DO VALOR ADICIONADO: DADOS DO PAINEL — 1970 A 1995



MAPA 3  
PTF: ÍNDICE SUPERLATIVO FIXO: DADOS DO CENSO DE 1995



MAPA 4  
PTF: ÍNDICE DO VALOR ADICIONADO: DADOS DO CENSO DE 1995



#### BIBLIOGRAFIA

- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer, Dordrecht, 1988.
- ASSUNÇÃO, J., GAMERMAN, D., ASSUNÇÃO, R. *Regional differences in factor productivities of Brazilian agriculture: a Bayesian space varying parameter approach*. 1999, mimeo.
- ASSUNÇÃO, J., LEMOS, M., ASSUNÇÃO, R. Regional differences in factor productivities of Brazilian agriculture: a Bayesian space varying parameter approach. *Anais da SBE*, 1998.
- BAILEY, T. *Interactive spatial data analysis*. A. Longman, 1995.
- BESAG, J., YORK, J., MOLLIE, A. Bayesian image restoration with two applications in spatial statistics (with discussion). *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, v. 3, p. 1-59, 1991.



- BRANDT, S. *et alii*. Extensão rural e pesquisa agrícola: uma avaliação dos problemas de não-homoteticidade e viés tecnológico. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, n. 18, p. 131-144, 1988.
- CAVES, D., CHRISTENSEN, L., DIEWERT, E. Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index numbers. *The Economic Journal*, v. 92, p. 73-86, 1982.
- GAMERMAN, D. *Markov Chain Monte Carlo: stochastic simulation for bayesian inference*. Londres: Chapman & Hall, 1997.
- . *MCMC in econometrics*. 1999, mimeo.
- . *Multivariate spatial regression models*. 2002, mimeo.
- GAMERMAN, D., MOREIRA, A. Bayesian analysis of econometric time series models using hybrid integration rules. *Communications in Statistics — Theory and Methods*, v. 31, n. 1, Jan. 2001.
- . *Multivariate spatial regression models*. 2002, mimeo.
- GAMERMAN, D., RUE, H. *Space-varying regression models: specifications and simulations*. Aceito para publicação no Comp. Stats. and Data Analysis.
- GELFAND, A., GHOSH, S. Model choice: a minimum posterior predictive loss approach. *Biometrika*, n. 85, 1998.
- GELMAN, A., RUBIN, D. R. Inference from interactive simulation using multiple sequences. *Statistical Science*, n. 7, p. 457-511, 1992.
- GEWEKW, J. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. In: BERNADO *et alii* (orgs.). *Bayesian statistics*. Oxford: Oxford University Press, v. 4, p. 169-193, 1992.
- HILL, R. Measuring substitution bias in international comparisons based on additive purchasing power parity methods. *European Economic Review*, v. 44, p. 145-162, 2000.
- HOFFMAN, R., KASSOUF, L. Modernização e desigualdades na agricultura brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 43, n. 2, p. 273-303, 1989.
- KING, R. G. *et alii*. Stochastic trends and economic fluctuation. *The American Economic Review*, v. 81, 1991.
- KNORR-HELD, L., BESAG, J. Modelling risk from a disease in time and space. *Statistics in Medicine*, n. 17, 1998.
- MOREIRA, A., MIGON, H. *Heterogeneidade espacial da produtividade na agropecuária: Brasil — 1970/96*. Rio de Janeiro, IPEA, 2000 (Texto para Discussão, 707).
- WALLER, L. *et alii*. Hierarchical spatio-temporal mapping of disease rates. *Jasa*, n. 92, p. 607-617, 1997.
- ZELNER, A. Bayesian and non-bayesian estimation using balanced loss functions. In: GUPTA, S. S., BERGER, J. O. *Statistical decision theory and related topics*. Nova York: Springer-Verlag, v. 5, p. 377-390, 1994.



## INFLUÊNCIA DE CAPITAL HUMANO, INSUMOS MODERNOS E RECURSOS NATURAIS NA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA \*

José R. Vicente  
Lilian C. Anefalos  
Denise V. Caser

### 1 INTRODUÇÃO

No período pós-1964, a estratégia de modernização da agricultura brasileira privilegiou a questão agrícola, consolidando uma produção agropecuária em larga escala, com base no uso de insumos, máquinas e técnicas modernas. Instrumentos de políticas públicas, notadamente crédito subsidiado, dirigiram-se para a elevação da produtividade da terra e do trabalho [Gonçalves (1999)].

Durante a década de 1980, esse modelo de crescimento enfrentou circunstâncias adversas, como a drástica redução do crédito e eliminação de subsídios, recessão externa e queda das cotações de inúmeras *commodities*, baixo crescimento da demanda externa e forte desestabilização da economia após o Plano Cruzado, com sistemática elevação da taxa de inflação [Homem de Melo (1990)]. A partir da década de 1990, o processo de abertura da economia trouxe uma dificuldade adicional, já que a agricultura brasileira passou a enfrentar os concorrentes externos.

Como consequência do esforço de modernização da agricultura, a produtividade da terra cresceu à taxa de 2,3% a.a., a do trabalho à taxa de 3,9%, e a produtividade total de fatores (PTF) à taxa de 2,8% a.a., entre 1970 e 1995, considerando-se o setor de lavouras [Vicente, Anefalos e Caser (2001a)].

Os padrões de crescimento agregado da produção agrícola são conhecidos, mas estudos sobre determinantes da produtividade de fatores são menos frequentes, embora potencialmente contribuam para uma melhor compreensão desse tópico e para subsidiar formuladores de política agrícola.

\* Este estudo é parte de projeto de pesquisa mais amplo, financiado pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp). Versões preliminares distintas foram apresentadas no XXXIX Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Recife (PE), de 5 a 8 de agosto de 2001, e no IV Encontro de Economistas de Língua Portuguesa, Évora, Portugal, de 2 a 4 de outubro de 2001. Os autores agradecem os comentários e sugestões de Steven M. Helfand, Gervásio C. Rezende, José G. Gasques e João A. S. Vianna, e a colaboração dos estagiários Daniela Lucatto, Hernani P. Fernandes e Robson S. Salgueiro.

Além do uso de novos fatores de produção propiciados pelo progresso tecnológico, sabe-se que educação formal e extensão rural são capazes de influenciar a produtividade, por intermédio da aceleração do processo de adoção de novas tecnologias, da habilitação da mão-de-obra e da capacitação gerencial dos agricultores. A incorporação de variações qualitativas no fator trabalho contribuiu para explicar parte considerável dos resíduos que se observava em modelos relacionando o crescimento da produtividade à utilização de fatores de produção [Alves (1975)]. Segundo Schultz (1975), em épocas de modernização acelerada, com a conseqüente mudança rápida das condições de produção, as habilidades pessoais em tratar com situações de desequilíbrio (e, em conseqüência, educação formal e extensão rural) adquirem importância muito maior.

Alguns estudos que procuraram cobrir grandes extensões de áreas cultivadas — estados, regiões ou o país inteiro — enfatizaram também a importância de variáveis relacionadas aos recursos naturais, principalmente fertilidade das terras e disponibilidade de água, como determinantes da produtividade agrícola [ver Silva (1984), Silva, Vicente e Caser (1993) e Vicente (1997)]. Espera-se que novas bases tecnológicas diminuam a importância desses fatores, enquanto condicionantes dos níveis de produtividade,<sup>1</sup> o que deve ser detectado com a atualização das análises que procuraram mensurar esses efeitos.

Pela importância desse tema para a política agrícola, o objetivo deste estudo é medir as influências de capital humano, insumos modernos e recursos naturais sobre a PTF da agricultura brasileira, setor de lavouras, no período 1970-1995.

## 2 METODOLOGIA

A mensuração da produtividade foi efetuada pelo quociente de um índice de produção (que parte das quantidades produzidas de cada produto e seus respectivos preços), por um outro do uso de fatores.<sup>2</sup> Isso conduz ao “problema dos números-índices”, ou da escolha de determinada fórmula mais adequada para representar o problema em questão. Tradicionalmente, a comparação entre as diversas fórmulas existentes era feita com base nos testes lógicos definidos por Fisher (1922), em seu texto clássico.<sup>3</sup>

1. Não obstante, o Estado de São Paulo, com a agricultura mais moderna e tecnificada do país, sofreu maiores perdas de safras devido a deficiências hídricas no período 1978-1987, do que entre 1968 e 1977 [Vicente, Caser e Silva (1988)].

2. A descrição do cálculo dos índices de produtividade baseia-se em Vicente, Anefalos e Caser (2001 a), em que podem ser vistos maiores detalhes.

3. Detalhes em Silva e Carmo (1986).

Mais recentemente, além da necessidade de atualização constante da base de ponderação (aproximação discreta à integral de Divisia), vem merecendo destaque o estudo das relações entre especificações funcionais admitidas pela análise econômica e fórmulas de números-índices. Diewert (1976) definiu como flexível uma forma funcional agregativa que possibilite uma aproximação até segunda ordem, de uma função linear homogênea arbitrária, que possua derivadas primeira e segunda; chamou de superlativa uma fórmula de números-índices exata (isto é, consistente) para uma forma funcional flexível. Demonstrou que o índice de Törnqvist (também chamado de índice translog de Törnqvist-Theil) é exato para uma forma agregativa translog homogênea (e, portanto, superlativo) e que a fórmula de Fisher é exata para uma função agregativa quadrática de ordem dois homogênea (e, portanto, superlativo).

Como as fórmulas superlativas também se caracterizam por aproximar-se entre si até a segunda ordem [Diewert (1976)], o que limita a amplitude das variações medidas<sup>4</sup> e se mantém mesmo para funções agregativas não-homotéticas [Diewert (1978)], a questão da escolha entre elas torna-se menos relevante. Entretanto, uma vez que, em séries com ausência de dados, o emprego da fórmula de Törnqvist pode levar a consideráveis vieses de estimação,<sup>5</sup> optou-se por utilizar a fórmula de Fisher.

Índices calculados para um período mais longo, em que se pode admitir a ocorrência de alterações substanciais na estrutura econômica, podem conter vieses significativos no caso da utilização de base fixa. Para reduzi-los, pode-se montar as séries por um processo de encadeamento, com a atualização periódica da base de cálculo e, se possível, também da base de ponderação [Silva e Carmo (1986)]. Calculada com o encadeamento, a fórmula de Fisher pode ser representada por:

$$FQ_{0,n} = FQ_{0,1} \cdot FQ_{1,2} \cdot \dots \cdot FQ_{n-1,n}$$

em que  $FQ$  é o índice Fisher de quantidade, e os subscritos de 0 até  $n$  representam o período em análise.

Outra questão que se coloca é sobre o denominador do índice de produtividade. A medida mais utilizada é a produtividade física da terra — com a área agregada das culturas servindo como referência — ou a produtividade do trabalho.

4. Ver Silva e Carmo (1986) para uma constatação empírica com dados do Estado de São Paulo.

5. Uma análise desse problema enfocando o uso de dados dos censos agropecuários pode ser vista em Vicente, Anfalos e Caser (2001b).

Christensen (1975) discute a reconhecida inadequação de índices parciais de produtividade e Vera Filho e Tollini (1979) argumentam que essas medidas podem acarretar erros em comparações multilaterais, sugerindo a utilização de índices de produtividade total ou, pelo menos, índices de produtividades parciais referentes aos fatores mais importantes. Alves (1979), embora reconhecendo a dificuldade de se calcularem índices de produtividade total no Brasil, devido à falta de dados, defende seu uso como uma medida mais adequada; enfatiza que há casos em que um aumento na produtividade da terra é conseguido à custa de recursos mais dispendiosos para a economia do que aquele que está sendo poupado.

Sob os pressupostos de que os preços dos fatores constituem medidas aceitáveis de seus produtos marginais e de que a função de produção apresenta retornos constantes à escala, a PTF pode ser considerada uma medida adequada de progresso tecnológico, evitando os problemas de especificação da forma e estimação da função de produção [Nadiri (1970)].<sup>6</sup>

Pelo exposto, optou-se por construir um índice de uso de fatores tomados agregadamente, o que permitirá a obtenção de índices de PTF.

Depois de calculados, procurou-se explicar os índices de PTF por meio de variáveis representativas do capital humano, da tecnologia empregada, da qualidade das terras e do trabalho, e das condições do tempo.

Para representar o capital humano, foi utilizada a escolaridade da população rural, mais especificamente os anos de estudo das pessoas de cinco anos ou mais, existentes nos Censos Demográficos de 1970, 1980 e 1990. Médias entre os anos dos censos foram utilizadas para 1975 e 1985, e o dado para 1995 foi estimado por meio das taxas de crescimento, sempre em nível de unidade da federação (UF). Também relacionada ao capital humano, foi testada a variável denominada assistência técnica, que foi obtida calculando-se o percentual de estabelecimentos que declararam ter acesso a esses serviços, nos Censos Agropecuários de 1985 e de 1995. Para 1970, 1975 e 1980, foram utilizados percentuais de produtores assistidos pelos serviços de extensão rural estimados por Vicente (1989). Mais especificamente, a média ponderada de famílias de produtores assistidas pelos programas de extensão rural no ano de realização dos censos agropecuários e nos dois anos anteriores, dividida pelo total de estabelecimentos. Espera-se que essas duas variáveis tenham efeito positivo sobre a produtividade de fatores; entretanto, ressalte-se que os diferentes critérios de construção dessa medida nos dois subperíodos podem afetar os resultados.

6. Deve-se destacar, todavia, que a PTF é sensível a mudanças no grau de ineficiência. Detalhes sobre a abordagem econométrica de análise de eficiência podem ser vistos em Vicente (1997).

A tecnologia empregada foi representada por intensidades de uso de sementes e mudas (custo por hectare), agrotóxicos (custo por hectare), fertilizantes (quilos por hectare), máquinas (custos de combustíveis e de serviços por hectare<sup>7</sup>), irrigação (proporção de área irrigada) e trabalho (trabalhadores por hectare). Espera-se, a princípio, que as variáveis representativas de insumos modernos e máquinas apresentem sinais positivos; e a representativa do trabalho, sinal negativo.

A qualidade das terras foi representada pelo percentual de terras aptas para lavouras com aptidão boa e regular com os níveis de manejo A e B, conforme a classificação utilizada pelo Ministério da Agricultura [Brasil (1978-1980)] que considera não apenas as condições do solo, mas também as do clima. Terras boas para lavouras, segundo a definição do estudo, não apresentam limitações significativas para a produção, observadas as condições de manejo consideradas. Terras regulares podem apresentar limitações moderadas para a produção, observando-se as condições de manejo consideradas; tais limitações podem reduzir a produtividade ou aumentar substancialmente a necessidade de insumos para tornar seu uso vantajoso. O nível de manejo A baseia-se em práticas agrícolas que refletem um baixo nível tecnológico; praticamente não há aplicação de capital para manejo, melhora e conservação das condições das terras e das lavouras, e as práticas agrícolas dependem do trabalho braçal, podendo ser utilizada alguma tração animal com implementos agrícolas simples. O nível de manejo B é baseado em práticas agrícolas que refletem um nível tecnológico médio; caracteriza-se pela modesta aplicação de capital e de resultados de pesquisa para manejo, melhora e conservação das condições das terras e das lavouras, com as práticas agrícolas condicionadas à tração animal. Naturalmente, terras aptas ao cultivo com técnicas tão simples devem ser mais produtivas se cultivadas com métodos mais aprimorados. Para as UFs não cobertas pela série — Minas Gerais, antigo Mato Grosso, antigo Goiás e Distrito Federal — esses dados foram obtidos por regressão, utilizando-se como variável independente a produtividade agrícola estadual agregada referente a 1957 [IBGE (1960)]. O ano de 1957 foi escolhido, conforme o critério proposto de Huffmann (1974), por estar fora da série objeto de análise e poder ser considerado “normal” em termos de rendimentos médios das culturas, quando comparado aos anteriores e posteriores.<sup>8</sup>

Procurou-se também representar a qualidade das terras pelo valor de arrendamentos. Essa última medida, além dos quesitos relacionados à fertilidade dos solos, deve incorporar as facilidades de escoamento da produção, proximidade de

7. Os serviços de máquinas foram calculados a partir da fórmula de Yotopoulos (1967).

8. Embora esse procedimento torne factível o uso dessa variável, naturalmente os resultados são mais questionáveis do que os provenientes de levantamentos efetivos da qualidade das terras.

mercados consumidores de produtos e distribuidores de insumos, de centros urbanos em expansão etc., estando mais próxima da noção ricardiana de produtividade diferencial das terras [Ricardo (1982)], e das análises dela derivadas, como o modelo de localização. Esse modelo inspira-se na generalização da teoria ricardiana da renda da terra, efetuada por Von Thünen, procurando mostrar como a urbanização determina a localização da produção agrícola e influencia as técnicas e a intensidade da exploração.<sup>9</sup>

A qualidade do trabalho foi representada pelo nível médio do salário de mensalistas. Essa representação é menos adequada do que a anterior, já que os salários são influenciados pelas condições do mercado de trabalho de cada UF. É provável, portanto, que os salários representem melhores diferenças de produtividade do trabalho na série temporal do que entre as observações seccionais.<sup>10</sup> Espera-se que os coeficientes estimados para essa variável e para as duas anteriores apresentem sinais positivos.

As condições do tempo foram consideradas por meio de suas medidas mais usuais, temperatura e precipitação pluviométrica, mais especificamente, pela interação entre ambas e o comprimento do dia (latitude), representada pela deficiência hídrica, que é definida como a diferença entre as evapotranspirações potencial e real. A evapotranspiração potencial é determinada pela temperatura e pelo comprimento do dia (que varia com a latitude) e indica a quantidade de água necessária para fazer frente à evaporação do solo e à transpiração das plantas. A evapotranspiração real, que é a quantidade de água efetivamente evaporada do solo e transpirada pelas plantas, é condicionada pela precipitação pluviométrica e pela água armazenada no solo. As deficiências hídricas podem ser obtidas por meio do cálculo dos balanços hídricos [Ortolani *et alii* (1970)], método utilizado com frequência em estudos climáticos, basicamente uma maneira de contabilizar a água no solo, com a chuva representando o fornecimento e a evapotranspiração o consumo, considerando-se determinada capacidade de armazenamento de água, pelo solo, passível de ser extraída pelas plantas. O nível de armazenamento considerado foi o de 100 mm, que é o mais frequentemente utilizado em análises desse tipo.

Os dados utilizados no cálculo dos índices de produtividade referem-se aos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995 (Censos de 1974, 1979,

---

9. As implicações desse modelo para o desenvolvimento agrícola moderno foram explicitadas por Theodore Schultz em 1953, de quem pode ser extraída a formulação de que "a organização econômica existente funciona melhor no centro ou perto do centro de uma matriz particular de desenvolvimento econômico. Também funciona melhor em setores agrícolas que estão situados favoravelmente em relação a tal centro" [Hayami e Ruttan (1988)].

10. Deve-se destacar que a escolaridade também representa a qualidade do trabalho.



1984, 1991 e 1998). Como as variáveis foram construídas em nível de UF, a princípio obtiveram-se 25 séries temporais,<sup>11</sup> todas com base em 1970, representando a evolução da produtividade total de fatores em cada unidade. Para tornar possíveis comparações seccionais entre essas séries — ou seja, para transformá-las em um único painel de dados —, foi construído um índice de desempenho com dados de 1995, para produções e uso de fatores. Nesse caso, os totais do país (somadas das quantidades das UFs = quantidades do Brasil e somadas dos valores das UFs divididos pelas respectivas somadas das quantidades = preços médios do Brasil), em 1995, foram tomados como base. Em seguida, foram calculados os valores da PTF para cada UF em 1995 (Brasil = 100). Por último, os valores das 25 séries temporais referentes a 1995 foram igualados aos respectivos índices de desempenho e, por intermédio de simples mudanças de base, obteve-se um painel de dados, com índices comparáveis entre as UFs e ao longo do tempo.

Para analisar um painel de dados, que é uma combinação de cortes seccionais com série temporal, o método mais simples aplicável é o caso particular do modelo de regressão múltipla, conhecido como estimador de variáveis *dummies* ou binárias, ou ainda, de efeitos fixos [Greene (1997) e Judge *et alii* (1985 e 1988)].

Formalmente, chamando de  $i = 1, 2, \dots, N$  as observações dos cortes seccionais (UFs), e de  $t = 1, 2, \dots, T$  as das séries temporais (anos), o modelo de variáveis binárias (efeitos fixos) pode ser descrito como:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que  $\alpha_i$  representa o coeficiente do intercepto para a  $i$ -ésima unidade de corte seccional,  $\beta'$  representa os coeficientes angulares que são comuns a todas as unidades, os  $x_{it}$  são as variáveis explicativas, e  $\varepsilon_{it}$  são erros aleatórios e independentes.

Outra alternativa é o modelo de efeitos aleatórios [*random effects model*, Greene (1995 e 1997)]:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i \quad (2)$$

em que  $\mu_i$  é um termo de erro aleatório individual e específico para cada observação seccional.

As estimativas dos parâmetros desse tipo de modelo podem ser obtidas por mínimos quadrados generalizados.<sup>12</sup>

11. Os dados de Mato Grosso do Sul foram agregados aos de Mato Grosso, e os de Tocantins aos de Goiás.

12. Detalhes em Greene (1995).

É possível também incorporar diferenças entre as observações temporais (contrastes), nesses dois tipos de modelo; nesse caso, o modelo de efeitos aleatórios, por exemplo, poderia ser descrito por:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \omega_t \quad (3)$$

em que  $\omega_t$  é um termo de erro aleatório específico para cada observação temporal.

### 2.1 Fontes de Dados

Os dados necessários para os cálculos das variáveis tiveram as seguintes fontes:

- a) PTF [Vicente, Anefalos e Caser (2001a)];
- b) escolaridade — IBGE [Censos Demográficos (1970-1990)];
- c) assistência técnica — IBGE [Censos Agropecuários (1970-1995) e Vicente (1989)];
- d) deficiência hídrica — Inmet [Boletins Agroclimatológicos (1969-1996)];
- e) proporção de áreas irrigadas — IBGE [Censos Agropecuários (1970-1995)]; e
- f) qualidade das terras — Ministério da Agricultura, Série Aptidão Agrícola das Terras [Ministério da Agricultura (1978-1980)].

### 2.2 Construção dos Índices de Quantidade Produzida e de Uso de Fatores

A disponibilidade de dados torna difícil a construção de índices de produção (quantidade produzida) de todas as culturas existentes. Dessa forma, nos cinco anos estudados (1970, 1975, 1980, 1985 e 1995), dados em nível de cultura, referentes a área, produção e preços recebidos, existem para algodão (arbóreo e herbáceo), amendoim, arroz, banana, batata, cacau, café, caju, cana-de-açúcar, cebola, coco, feijão, fumo, juta, laranja, malva, mamona, mandioca, milho, pimenta-do-reino, sisal, soja, tomate, trigo e uva.<sup>13</sup> Dessas culturas, as que não foram levantadas nos Censos Agropecuários de 1970 e 1975, bem como eventuais lacunas nos dos demais anos, foram preenchidas, sempre que possível, com dados do Anuário Estatístico do Brasil de 1971, 1978, 1984 e 1989.

Esse grupo de explorações representa, segundo dados do IBGE, cerca de 50% do valor total da produção do setor, incluindo pecuária e criações, silvicultura,

13. Gasques e Conceição (2000) estimaram índices com um número maior de culturas e com explorações animais, extrativismo vegetal e silvicultura; apesar do ganho em abrangência, não existem fontes de preços confiáveis, como os da FGV, para a maioria desses produtos.

horticultura e atividades extrativas; considerando-se apenas as lavouras (permanentes e temporárias), as culturas citadas representam cerca de 85% do valor da produção. Para diminuir vieses nos índices de produtividade, tanto os índices de quantidade produzida, quanto os de uso de fatores, foram calculados utilizando-se dados das classes econômicas agricultura e agropecuária (1970 a 1985), ou lavoura temporária, lavoura permanente e produção mista (1995).

O índice de uso de terra foi obtido a partir das áreas cultivadas e dos preços de arrendamento por hectare.<sup>14</sup>

O uso de trabalho foi construído com base nas informações sobre pessoal ocupado (responsáveis e membros da família, empregados permanentes, empregados temporários, parceiros e outras condições), considerando-se como remuneração, para todas as categorias, o salário médio de mensalistas.

Para a mecanização, partiu-se dos estoques de tratores e colhedoras existentes nos imóveis rurais, transformados em fluxos de serviços, utilizando-se a fórmula desenvolvida em Yotopoulos (1967):<sup>15</sup>

$$R_i = rV_i^{T_i} / 1 - e^{-rT_i} \quad (4)$$

em que  $R_i$  é o fluxo anual constante de serviços do  $i$ -ésimo ativo,  $V_i^{T_i}$  é seu valor original de mercado (não depreciado),  $T_i$  é sua expectativa de vida (21 anos),  $r$  é a taxa de desconto (igual à da caderneta de poupança). O valor original de mercado das máquinas, em nível de UF, foi calculado a partir dos preços de tratores novos, que foram ponderados pelas diversas faixas de potência discriminadas nos censos agropecuários para encontrar um valor médio em nível de UF. Esses valores permitiram a obtenção de preços médios em nível nacional, que foram comparados aos estimados por Barros (1999) para os preços dessas máquinas no estado em que se encontravam nos anos dos censos agropecuários. A razão de preços no estado "atual"/preços médios de tratores novos forneceu um fator que foi aplicado aos valores médios das máquinas novas nas UFs.<sup>16</sup>

Combustíveis foram representados pelas quantidades de óleo diesel declaradas nos censos agropecuários, e pelos preços médios do óleo diesel. Os valores dos serviços e dos combustíveis foram agregados pela fórmula de Fisher.

14. Para esse e os outros fatores considerados, eventuais lacunas de preços em nível de estado foram completadas com médias da região geográfica correspondente ou, quando essa informação não estava disponível, a partir das variações de preços em nível nacional.

15. Esse método foi utilizado também por Vicente (1997).

16. Uma alternativa experimentada foi a utilização dos valores de máquinas e implementos declarados nos censos agropecuários. Entretanto, além de não existirem em 1995, esses dados apresentam problemas: dividindo-se esses valores pelo número de tratores e colhedoras, os preços obtidos, para várias UFs, são muito superiores aos de máquinas novas.

O uso de fertilizantes foi calculado a partir das despesas declaradas com fertilizantes e corretivos, e do preço da fórmula 04 – 14 – 08 (obtido pelos preços de sulfato de amônia, superfosfato simples e cloreto de potássio em nível de estado).

Índices de uso de defensivos foram construídos com base nas despesas declaradas pelos imóveis rurais com defensivos ou agrotóxicos, e dos preços de Folidol 60% (inseticida), Benlate 50% (fungicida) e Tordon 101 (herbicida). Nos anos mais remotos, os preços desses produtos foram estimados com base em sua relação com o preço do inseticida Aldrin 5% nos períodos em que as séries se sobrepunham. A proporção de gastos com esses grupos de produtos (inseticidas, fungicidas e herbicidas) seguiu os dados de consumo aparente desses produtos, em nível nacional, divulgados pela Associação Nacional de Defensivos Agrícolas (Andef) e pelo Sindicato da Indústria de Defensivos Agrícolas do Estado de São Paulo (Sindag). A fórmula de Fisher foi empregada na obtenção do índice de consumo agregado desses produtos.

As despesas com sementes e mudas embasaram a construção do índice de uso desse fator. Como não se dispunham de dados referentes às quantidades utilizadas de sementes nas diferentes culturas nas UFs, um preço médio foi estimado a partir dos preços de sementes de algodão, alho, arroz, batatinha, cebola, feijão, milho híbrido, soja, sorgo e trigo, ponderados pelas quantidades recomendadas por hectare [Pedro Jr. (1987)] e pelas áreas cultivadas com essas lavouras nos estados. Embora existam dados de preços de mudas de café e laranja, não foram considerados — tanto pela ausência de informações sobre áreas plantadas nos anos dos censos agropecuários, quanto pelas características intrínsecas às culturas perenes, em que os retornos ocorrem anos após os investimentos.

Gasques e Conceição (2000) trabalharam com mais fatores: lenha, querosene, carvão vegetal, gasolina, gás liquefeito de petróleo, energia elétrica, álcool, bagaço, óleo combustível e resíduos vegetais, que representam apenas cerca de 5% de participação no custo total, sendo pouco provável que sejam capazes de afetar de modo significativo os resultados. Entretanto, aparentemente desconsideraram sementes e mudas.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A produção agrícola brasileira, setor de lavouras, cresceu a taxas médias anuais de 3,2% no período 1970-1995, atingindo, nesse último ano, índice quase 2,2 vezes superior ao primeiro. O índice de uso de fatores de produção atingiu o máximo em 1985 (128), caindo em 1995 para 113 (base: 1970 = 100).<sup>17</sup> A PTF — terra,

17. Devido aos problemas ocorridos no Censo Agropecuário de 1995 (Helfand e Brunstein, Capítulo 12 deste volume), é provável que as quantidades produzidas e de uso de fatores estejam subestimadas.

trabalho, fertilizantes, mecanização, agrotóxicos e defensivos — apresentou taxas médias anuais de crescimento de 2,8%, com o índice calculado para 1995 atingindo 195 (base: 1970 = 100).

Em 1995, destacaram-se em relação à média do Brasil as produtividades de São Paulo, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Minas Gerais. No outro extremo estavam Piauí, Maranhão e Ceará (Tabela 1). Os principais produtores agrícolas, considerando-se o setor de lavouras, eram São Paulo, Paraná, Minas Gerais e Rio Grande do Sul, que somavam mais de 61% da quantidade produzida, enquanto Amapá, Roraima, Acre, Distrito Federal e Tocantins juntos, responderam por menos de 1% da produção em 1995. As UFs com maior participação no uso total de fatores, em 1995, foram Rio Grande do Sul, Paraná, Bahia, Minas Gerais e São Paulo.

TABELA 1  
**BRASIL: EVOLUÇÃO DA PTF NAS UFs — 1970-1995\***  
 [base: Brasil 1995 = 100]

UFs	Ano				
	1970	1975	1980	1985	1995
Alagoas	41,74	52,79	57,80	74,62	85,72
Bahia	35,07	34,78	40,09	42,63	42,24
Ceará	11,09	28,02	17,45	24,70	29,02
Paraíba	16,39	24,19	23,11	35,61	53,02
Pernambuco	33,03	40,34	46,37	62,40	62,16
Piauí	7,87	15,00	8,74	17,91	18,29
Rio Grande do Norte	19,86	26,77	22,46	31,96	38,06
Sergipe	25,55	29,09	36,50	39,82	48,12
Maranhão	19,45	17,90	20,43	20,13	20,64
Acre	97,30	57,27	43,96	40,19	48,55
Amazonas	55,88	40,57	42,28	38,80	48,26
Amapá	124,58	52,55	51,23	33,87	42,45
Pará	32,58	31,55	30,84	34,57	39,94
Roraima	60,96	33,70	64,17	61,68	59,97
Rondônia	52,80	35,41	40,84	62,93	67,97
Tocantins	...	...	...	62,04	67,13

(continua)

(continuação)

UFs	Ano				
	1970	1975	1980	1985	1995
Mato Grosso	...	32,62	51,08	74,29	127,27
Mato Grosso do Sul	...	51,25	62,74	104,20	134,80
Distrito Federal	61,90	64,08	45,01	91,79	130,55
Goiás	...	...	...	97,27	147,28
Goiás + Tocantins	57,80	59,66	70,67	90,11	135,49
Mato Grosso + Mato Grosso do Sul	39,18	42,98	56,96	87,29	129,10
Minas Gerais	57,67	50,57	67,40	101,82	124,30
Espírito Santo	92,61	79,34	101,89	131,79	178,41
Rio de Janeiro	122,88	107,13	105,16	124,33	116,98
São Paulo	108,96	134,76	149,23	204,66	227,00
Paraná	44,65	82,24	83,09	102,81	117,56
Santa Catarina	56,85	63,02	76,07	83,15	98,06
Rio Grande do Sul	79,52	83,58	92,47	111,83	116,00

Fonte: Elaborada a partir de Vicente, Anéfalos e Caser (2001a).

<sup>a</sup> Resultados obtidos pelo quociente de Índices Fisher de Produção por Índices Fisher de Uso de Fatores (terra, trabalho, máquinas, fertilizantes, sementes e agrotóxicos).

As maiores taxas de crescimento da produtividade de fatores no período 1970-1995 verificaram-se na Paraíba, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul (juntos), Distrito Federal, Goiás e Tocantins (juntos) e Minas Gerais. Destaque-se, entretanto, que os níveis de produtividade desses estados em 1970 eram relativamente baixos. As maiores taxas de crescimento da quantidade produzida, em geral, foram as de regiões de fronteira (Rondônia, Mato Grosso + Mato Grosso do Sul e Roraima).

### 3.1 Resultados de Modelos Incorporando Diferenças entre as Observações Seccionais

Uma estimação preliminar por mínimos quadrados ordinários, sem considerar diferenças entre as observações seccionais, método reconhecidamente inadequado para trabalhar com dados de painel, indicou diversas variáveis afetando de modo significativo a produtividade de fatores, embora alguns coeficientes apresentassem sinais inesperados (modelo simples, Tabela 2).

TABELA 2  
**BRASIL: PRINCIPAIS RESULTADOS DE MODELOS DE DADOS DE PAINEL COM VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DA PTF, INCORPORANDO DIFERENÇAS ENTRE AS OBSERVAÇÕES SECCIONAIS — 1970-1995**

Variável	Modelo simples <sup>a</sup>	Efeitos fixos <sup>a</sup>	Efeitos aleatórios <sup>a</sup>
Intercepto	31,7048 b		32,9352 b
Salários	-0,0083 b	-0,0005	-0,0068 b
Escolaridade	4,5053	14,3826 a	8,7383 b
Intensidade de uso de sementes	-0,2011 c	-0,0518	-0,1401
Intensidade de uso de agrotóxicos	-0,1722 c	-0,0043	-0,0981
Intensidade de uso de fertilizantes	0,1014 a	0,0666 b	0,0910 a
Intensidade de uso de máquinas	0,1229 c	0,0246	0,0827
Intensidade de uso de trabalho	-17,4632 a	-9,4542	-13,2397 c
Valor do arrendamento	0,0759 a	0,0155	0,0330
Qualidade das terras	0,5828 a	0,1892	0,5147 b
Assistência técnica	-0,0022	-0,2210	0,2279
Deficiência hídrica em outubro	-0,1265 b	-0,0762	-0,1459 b
Deficiência hídrica em fevereiro	-0,1127	-0,3005 b	-0,1875 b
Irrigação	138,5129 c	175,4910 b	165,6478 b
$\bar{R}^2$	0,7419	0,9383	0,7126

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, da FGV e do IEA.

<sup>a</sup> As letras representam os níveis de significância de t: a = 1%; b = 5%; e c = 10%.

No modelo de variáveis binárias (efeitos fixos), ajustado com correção para autocorrelação de primeira ordem,<sup>18</sup> as variáveis binárias associadas às UFs aparentemente prejudicaram a discriminação dos efeitos das variáveis independentes, uma vez que só escolaridade, intensidade de uso de fertilizantes, deficiência hídrica em fevereiro e proporção de área irrigada apresentaram coeficientes significativos (Tabela 2).

O modelo de efeitos aleatórios sem incorporar diferenças entre as observações temporais mostrou resultados melhores,<sup>19</sup> com as variáveis salários, escolari-

18. Embora o coeficiente de autocorrelação estimado fosse próximo de 0 e não-significativo, não foi possível estimar a equação sem considerá-lo; isso ocorreu porque a variável representativa da qualidade das terras é constante nas cinco observações temporais, comportando-se como uma variável binária adicional e causando multicolinearidade perfeita.

19. Estatisticamente, o modelo de efeitos fixos é superior ao modelo mais simples — de acordo com o teste do multiplicador de Lagrange [Greene (1995)], com valor igual a 33,50, significativo a 1% de probabilidade — e inferior ao modelo de efeitos aleatórios (segundo o teste de Hausman, igual a 11,72 não-significativo a 10% de probabilidade).

dade, intensidade de uso de fertilizantes e de trabalho, qualidade das terras, deficiências hídricas em outubro e fevereiro e proporção de área irrigada aparecendo com influência significativa sobre a variável dependente (Tabela 2).

Com essas variáveis não foi possível obter as estimativas de parâmetros da equação com efeitos aleatórios duplos (*two way*), que considera também os contrastes, aparentemente devido a problemas de multicolinearidade, que serão melhor descritos na próxima seção.

A variável representativa de assistência técnica não apresentou significância estatística; isso pode estar relacionado às diferenças, já citadas, de medida dessa variável nos períodos 1970-1980 e 1985-1995. É provável que no período 1970-1980 os produtores com acesso à assistência técnica, que passaram a ser levantados diretamente nos censos a partir de 1985, estivessem superestimados.

Entre as variáveis representativas do uso de insumos modernos, a intensidade de uso de sementes e mudas apareceu com coeficientes não-significativos. Esse resultado deve-se ao nível de agregação dos censos agropecuários, pois as sementes adquiridas, que se espera melhorem a produtividade das lavouras no próprio ano agrícola dessa aquisição, estão misturadas às mudas, que no caso de culturas perenes devem refletir-se em produção apenas após um hiato de alguns anos. Também as variáveis intensidade de uso de agrotóxicos e de máquinas não se mostraram significativas. Esse resultado pode mostrar que a utilização desses insumos e equipamentos nem sempre vem sendo feita de forma eficiente, ou que seus custos ainda relativamente elevados estejam impedindo a mensuração de suas vantagens em relação aos fatores que substituem. Entretanto, esses resultados podem estar refletindo problemas de estimação relacionados a multicolinearidade, como será visto mais adiante.

A intensidade de uso de fertilizantes apresentou o coeficiente positivo e significativo esperado, revelando que o uso desses insumos modernos vem elevando a PTF na agricultura. Os dados referentes a 1995 foram utilizados no cálculo de elasticidades nos pontos médios para as regiões e o Brasil,<sup>20</sup> a estimativa em nível nacional mostra que elevação de 1% na quantidade de fertilizantes por hectare aumentaria a PTF em 0,25% (Tabela 3). Nas regiões, o menor incremento de produtividade seria o do Norte (0,05%) — onde terras de exploração mais recente não apresentam ainda retornos ao uso incipiente desse insumo, com média inferior a 1/10 da nacional — e, o maior, o do Centro-Oeste, que apresentou a maior taxa

20. As elasticidades foram calculadas com dados de 1995, porque esse é o ponto mais recente das observações seccionais utilizadas nos ajustes dos modelos; entretanto, ressalte-se que os valores estimados seriam melhores se houvesse a possibilidade de estimar equações para cada região, com dados apenas dessa última observação temporal.



TABELA 3  
BRASIL: ELASTICIDADES DO ÍNDICE DE PTF EM RELAÇÃO A VARIÁVEIS SELECIONADAS — 1995

Variável	Elasticidade					
	Nordeste	Norte	Centro-Oeste	Sudeste	Sul	Brasil
Escolaridade	0,3940	0,3790	0,2342	0,1994	0,3478	0,2933
Intensidade de uso de fertilizantes	0,2782	0,0536	0,3361	0,2339	0,3097	0,2473
Intensidade de uso de trabalho	-0,2299	-0,2628	-0,0085	-0,0240	-0,0328	-0,0971
Qualidade das terras	0,3420	0,6787	0,2449	0,1974	0,3042	0,3223
Deficiência hídrica em outubro	-0,4140	-0,1572	-0,0488	-0,0404	-0,0026	-0,1247
Deficiência hídrica em fevereiro	-0,2096	-0,1097	0,0000	-0,0288	-0,0031	-0,0657
Irrigação	0,2949	0,0410	0,1088	0,1089	0,1316	0,1380

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, da FGV e do IEA.

de crescimento de PTF no período 1980-1995, altamente correlacionada à intensificação do emprego de fertilizantes.

A elasticidade estimada para a variável representativa de intensidade de uso de trabalho, que apresentou o coeficiente negativo e significativo esperado (Tabela 2), em nível de Brasil, mostra que um aumento de 1% no número de pessoas ocupadas diminuiria a produtividade somente cerca de 0,10%; quedas expressivas seriam observadas apenas nas regiões Norte e Nordeste (0,26% e 0,23%, respectivamente), onde o setor de lavouras é trabalho-intensivo, enquanto a Centro-Oeste — onde o processo de exploração recente baseou-se no emprego de mecanização — manteria níveis praticamente inalterados de produtividade, quedas da ordem de 0,01% (Tabela 3).

Os coeficientes estimados para os salários foram negativos e significativos (Tabela 2), o contrário da suposição inicial que norteou sua inclusão no modelo. Nesse caso, é possível que imperfeições no mercado de trabalho sejam as responsáveis, com os salários representando, então, mais um componente de custos do que uma medida de qualidade do trabalho. Entretanto, deve-se destacar uma vez mais a limitação desse indicador para representar diferenças de produtividade do trabalho em observações seccionais.

A qualidade das terras, variável positiva e significativa, mostra a importância desse recurso para a produtividade agrícola no período analisado, embora a intensificação do uso de insumos modernos, especialmente fertilizantes, tenda a diminuir essa restrição. O valor do arrendamento, que se esperava representasse até

melhor o diferencial produtivo das terras cultivadas, não apresentou significância estatística (Tabela 2). É provável que a função de reserva de valor das terras agrícolas, notadamente em períodos de inflação elevada, tenha influído nesse resultado. Embora não seja possível, *stricto sensu*, alterar a qualidade original das terras, os resultados de investimentos em pesquisa agrônômica podem diminuir limitações de cultivo em áreas inapropriadas, elevando os percentuais de terras aptas para a lavoura com níveis de manejo A e B.<sup>21</sup> As elasticidades calculadas demonstram que o campo de ação nesse quesito é amplo, já que elevações de 1% nas terras aptas resultariam em crescimento entre 0,20% (na região Sudeste) e 0,68% (na região Norte) nos níveis de PTF (Tabela 3).

Para representar a deficiência hídrica, foram considerados, inicialmente, os meses do período setembro a março; os resultados preliminares levaram à manutenção dos meses de outubro e fevereiro, que apresentaram coeficientes negativos e significativos (Tabela 2). No mês de outubro de 1995, se a média de deficiência hídrica verificada na região Nordeste tivesse atingido todo o país, a queda no índice de PTF seria de 22,0%; se as UFs daquela região tivessem nível igual ao do Piauí, o rendimento regional diminuiria 64,9%, de acordo com as elasticidades estimadas (Tabela 3). Essa mesma simulação, feita com dados de fevereiro de 1996, resultaria em perdas de 11,1% em nível nacional e em 44,5% na região Nordeste.<sup>22</sup>

O coeficiente estimado para a proporção de terras irrigadas foi positivo e significativo (Tabela 2), e as elasticidades calculadas mostram elevações de 0,14% na produtividade de fatores nacional, como resultado esperado de aumento de 1% nas terras beneficiadas por essa prática. Regionalmente, o Nordeste mostra os maiores percentuais de retorno; e o Norte, os menores (Tabela 3).

A escolaridade da população rural apresentou coeficiente positivo e significativo, confirmando uma vez mais a importância da educação para a produtividade agrícola [ver Thame, Vicente e Vicente (1987) e Vicente (1989)], e merecendo análise mais detalhada. Tomando-se como base valores referentes a 1995, também foram estimadas elasticidades nos pontos médios, tanto para o conjunto completo das UFs, quanto para as regiões geográficas; os valores encontrados variaram de 0,20 a 0,39 (Tabela 3).

Foram efetuadas simulações em seguida para verificar a conveniência de investimentos adicionais em educação dirigida à população rural. Admitiu-se, a princípio, que a terça parte do pessoal ocupado no setor de lavouras pudesse ter o nível

21. Por meio, por exemplo, de cultivares com melhores características relacionadas a exigências hídricas, de fertilidade ou fotoperíodo.

22. Nesse último caso, a média regional de deficiência hídrica foi igualada à de Sergipe.

de escolaridade aumentado em um ano; em outra simulação, tomaram-se percentuais iguais aos de população rural com idade média na faixa de 15 a 34 anos, e calculou-se, para as UFs e para o Brasil, o percentual de elevação na escolaridade média, devido a esse investimento adicional. Os retornos marginais foram estimados pelas diferenças no valor da produção agrícola<sup>23</sup> devidas às elevações nos índices médios de produtividade de fatores, propiciadas pela escolaridade adicional. Considerou-se que os indivíduos beneficiados pelo investimento tivessem idade média igual à de toda população rural em 1991, ou igual à idade média da faixa de 15 a 34 anos (Censo Demográfico de 1990), e que exercessem atividades até completar 63 anos.<sup>24</sup>

Custos diretos por aluno/ano em escolas públicas de primeiro grau, em nível de região e Brasil, tiveram como fonte Xavier e Marques, citados por Schwartzman, Durham e Goldemberg (1993); foi considerada a média dos valores das redes estadual e municipal.<sup>25</sup> Como custos indiretos, assumiu-se que a proporção de trabalhadores utilizasse metade de seu tempo em atividades escolares, com reflexo semelhante no valor da produção anual, deduzindo-se os gastos com igual percentual de insumos que não seriam empregados (combustíveis, fertilizantes, agrotóxicos e sementes).<sup>26</sup>

Os indicadores utilizados para mensurar os retornos do investimento em escolaridade adicional foram o período de recuperação, definido como o número de anos necessários para que os retornos igualem os custos, e a taxa interna de retorno [Aguirre (1981)].

Nas quatro simulações efetuadas, a taxa interna de retorno dos investimentos em escolaridade adicional variou entre 16,41% e 16,49%, para o país como um todo, com períodos de recuperação do investimento ao redor de seis anos (Tabela 4). As regiões Sudeste (com os maiores níveis de produtividade) e Sul (cuja população rural tem o maior nível médio de escolaridade) apresentam as menores taxas internas de retorno, entre 8,57% e 9,78%, e entre 13,89% e 15,02%, respectivamente. No Nordeste e no Norte, regiões com os menores níveis de produtividade e de

23. Os valores da produção calculados para as lavouras consideradas, em 1995, em nível de região, foram: Nordeste, R\$ 3.280 milhões; Norte, R\$ 801 milhões; Centro-Oeste, R\$ 2.368 milhões; Sudeste, R\$ 7.820 milhões; e Sul, R\$ 5.923 milhões.

24. Na verdade, essas suposições devem fornecer estimativas de retornos mais conservadoras, uma vez que investimentos adicionais em educação poderiam ser dirigidos a trabalhadores mais jovens.

25. Os valores originais, em dólares, foram transformados em reais, assumindo-se taxa igual a R\$ 2,35/US\$, resultado, em nível regional, nos seguintes valores por aluno/ano: Nordeste, R\$ 96,82; Norte R\$ 106,57; Centro-Oeste R\$ 177,07; Sudeste, R\$ 409,72; e Sul, R\$ 287,88.

26. Os gastos com esses insumos, em 1995, considerando-se o setor de lavouras, foram os seguintes: Nordeste, R\$ 491 milhões; Norte, R\$ 33 milhões; Centro-Oeste, R\$ 1.098 milhões; Sudeste, R\$ 1.901 milhões; e Sul, R\$ 1.897 milhões.

TABELA 4  
BRASIL: PRIMEIRO CÁLCULO DE CUSTOS E RETORNOS DE ELEVAÇÕES NO NÍVEL DE ESCOLARIDADE DA POPULAÇÃO RURAL E REGIÕES — 1995

Região	PTF	Escolaridade média (anos)	Idade média (anos)	Trabalhadores estudando (mil)	Custo total (R\$ milhão)	Nova escolaridade (anos)	Retorno anual (R\$ milhão)	Taxa interna de retorno (%)	Período de recuperação (anos)
Nordeste									
Simulação 1 <sup>a</sup>	44,14	1,99	27,10	1.961,64	695,63	2,32	216,48	31,118	3,21
Simulação 2 <sup>b</sup>	41,54	1,89	27,10	1.961,64	695,63	2,22	230,03	33,066	3,02
Simulação 3 <sup>c</sup>	44,14	1,99	22,96	1.828,42	682,73	2,30	201,78	29,554	3,38
Simulação 4 <sup>d</sup>	41,54	1,89	22,96	1.828,42	682,73	2,20	214,41	31,404	3,18
Norte									
Simulação 1 <sup>a</sup>	51,19	2,22	25,01	376,60	170,83	2,55	45,58	26,676	3,75
Simulação 2 <sup>b</sup>	47,74	2,34	25,01	376,60	170,83	2,67	48,87	28,606	3,50
Simulação 3 <sup>c</sup>	51,19	2,22	23,39	372,24	170,36	2,55	45,05	26,440	3,78
Simulação 4 <sup>d</sup>	47,74	2,34	23,39	372,24	170,36	2,67	48,31	28,353	3,53
Centro-Oeste									
Simulação 1 <sup>a</sup>	131,71	3,53	27,29	142,34	328,41	3,86	52,38	15,854	6,27
Simulação 2 <sup>b</sup>	132,48	3,03	27,29	142,34	328,41	3,36	52,08	15,759	6,31
Simulação 3 <sup>c</sup>	131,71	3,53	23,74	151,45	330,03	3,88	55,74	16,845	5,92
Simulação 4 <sup>d</sup>	132,48	3,03	23,74	151,45	330,03	3,38	55,42	16,736	5,96

(continua)

(continuação)

Região	Produtividade total de fatores	Escolaridade média (anos)	Idade média (anos)	Trabalhadores estudando (mil)	Custo total (R\$ milhão)	Nova escolaridade (anos)	Retorno anual (R\$ milhão)	Taxa interna de retorno (%)	Período de recuperação (anos)
Sudeste									
Simulação 1 <sup>a</sup>	161,67	3,69	28,69	699,76	1.431,65	4,02	140,92	9,340	10,16
Simulação 2 <sup>b</sup>	173,73	3,62	28,69	699,76	1.431,65	3,95	131,14	8,567	10,92
Simulação 3 <sup>c</sup>	161,67	3,69	23,63	719,36	1.439,68	4,03	144,87	9,782	9,94
Simulação 4 <sup>d</sup>	173,73	3,62	23,63	719,36	1.439,68	3,96	134,81	9,023	10,68
Sul									
Simulação 1 <sup>a</sup>	110,54	4,40	29,91	857,44	1.075,87	4,73	156,10	14,311	6,89
Simulação 2 <sup>b</sup>	113,66	4,36	29,91	857,44	1.075,87	4,69	151,82	13,894	7,09
Simulação 3 <sup>c</sup>	110,54	4,40	23,77	902,94	1.088,97	4,75	164,38	15,024	6,62
Simulação 4 <sup>d</sup>	113,66	4,36	23,77	902,94	1.088,97	4,71	159,87	14,601	6,81
Brasil									
Simulação 1 <sup>a</sup>	83,11	2,79	27,71	4.037,78	3.702,39	3,12	611,46	16,418	6,05
Simulação 2 <sup>b</sup>	100,00	2,80	27,71	4.037,78	3.702,39	3,13	613,93	16,487	6,03
Simulação 3 <sup>c</sup>	83,11	2,79	23,34	3.974,41	3.711,77	3,12	611,82	16,436	6,07
Simulação 4 <sup>d</sup>	100,00	2,80	23,34	3.974,41	3.711,77	3,13	612,81	16,464	6,06

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, FGV, IEA e de Schwartzman, Durham e Goldemberg (1993).

<sup>a</sup> Considerando-se os valores médios de produtividade e escolaridade como inseridos nos modelos (sem ponderação) e 1/3 da população rural estudando.

<sup>b</sup> Considerando-se os valores médios originais de produtividade e escolaridade (ponderados) e 1/3 da população rural estudando.

<sup>c</sup> Considerando-se os valores médios de produtividade e escolaridade como inseridos nos modelos (sem ponderação) e população rural entre 15 e 34 anos estudando.

<sup>d</sup> Considerando-se os valores médios originais de produtividade e escolaridade (ponderados) e população rural entre 15 e 34 anos estudando.

escolaridade, as taxas internas de retorno calculadas variaram, respectivamente, entre 29,55% e 33,07%, e entre 26,44% e 28,61%, com períodos de recuperação entre três e quatro anos (Tabela 4).

### 3.2 Resultados de Modelos Incorporando Diferenças entre Observações Seccionais e Temporais

Para poder representar diferenças temporais nos modelos foi necessário contornar dificuldades relacionadas à multicolinearidade. Embora o  $\chi^2$  de Farrar e Glauber [Matos (2000)] tenha resultado não-significativo para as variáveis independentes originais ( $\chi^2 = 8,92$ , com 78 graus de liberdade), indicando ausência de multicolinearidade elevada, existem na literatura restrições ao emprego desse teste. Por outro lado, considerando-se a regra de Klein — a multicolinearidade não causa grandes problemas se os  $R^2$  de regressões auxiliares (de cada variável independente contra as demais) forem menores do que o  $R^2$  do modelo original —, a conclusão seria pela existência de multicolinearidade elevada.<sup>27</sup> Nesse caso, embora o estimador de mínimos quadrados mantenha suas propriedades de melhor estimador linear não tendencioso, é comum o aparecimento de coeficientes não-significativos.

A solução mais recomendada para esse problema é aumentar o número de observações, já que a multicolinearidade é uma característica da amostra; entretanto, não é factível no caso dos dados aqui utilizados. Preferiu-se evitar a outra “solução” empregada com frequência, a exclusão de variáveis explicativas, que pode levar a sérios vieses de especificação. Experimentou-se outra alternativa, que é o emprego de análise fatorial, procurando agregar variáveis altamente correlacionadas e descrevê-las como uma combinação de fatores latentes [Dillon e Goldstein (1984)]. Como essa técnica é mais adequada a séries seccionais, os dados dos cinco anos estudados foram analisados em separado.

As variáveis que apresentavam os mais elevados coeficientes de correlação parcial eram as representativas da intensidade de uso de insumos modernos — sementes, agrotóxicos e fertilizantes — e de mecanização (Tabela 5). Numa primeira etapa, um modelo de análise fatorial foi ajustado utilizando essas quatro variáveis; entretanto, não foi possível, novamente, obter modelos de efeitos fixos e aleatórios incorporando também diferenças temporais. Por isso, novo modelo de análise fatorial foi testado, acrescentando-se a qualidade das terras, que apresentava os problemas de ser invariante no tempo e de ter parte de seus valores estimados por regressão, como já citado, embora não apresentasse correlações elevadas com o grupo de variáveis tecnológicas.

27. Detalhes em Gujarati (2000).

TABELA 5  
**BRASIL: CORRELAÇÕES ENTRE AS VARIÁVEIS REPRESENTATIVAS DA INTENSIDADE DE USO DE TECNOLOGIA E DA QUALIDADE DAS TERRAS NAS UFs — 1970-1995**

Ano/intensidade de uso	Intensidade de uso de				Qualidade das terras
	Sementes	Agrotóxicos	Fertilizantes	Mecanização	
1970 Sementes	1,000				
Agrotóxicos	0,809	1,000			
Fertilizantes	0,814	0,777	1,000		
Mecanização	0,923	0,854	0,786	1,000	
Qualidade das terras	0,409	0,433	0,316	0,472	1,000
1975 Sementes	1,000				
Agrotóxicos	0,919	1,000			
Fertilizantes	0,610	0,777	1,000		
Mecanização	0,874	0,910	0,760	1,000	
Qualidade das terras	0,495	0,440	0,281	0,396	1,000
1980 Sementes	1,000				
Agrotóxicos	0,731	1,000			
Fertilizantes	0,627	0,728	1,000		
Mecanização	0,782	0,912	0,716	1,000	
Qualidade das terras	0,442	0,461	0,294	0,467	1,000
1985 Sementes	1,000				
Agrotóxicos	0,825	1,000			
Fertilizantes	0,711	0,821	1,000		
Mecanização	0,786	0,896	0,681	1,000	
Qualidade das terras	0,426	0,441	0,327	0,457	1,000
1995 Sementes	1,000				
Agrotóxicos	0,930	1,000			
Fertilizantes	0,869	0,918	1,000		
Mecanização	0,894	0,893	0,801	1,000	
Qualidade das terras	0,463	0,389	0,322	0,481	1,000

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, da FGV e do IEA.

Para determinar se as pressuposições da análise fatorial eram atendidas pelas amostras seccionais, efetuou-se, inicialmente, o teste de Bartlett, usado para verificar se as matrizes de correlações eram matrizes identidade [Norusis (1988), citado por Vicente (1994)]: como os valores encontrados são altos e significativos, pôde-se rejeitar essas hipóteses (Tabela 6).<sup>28</sup> Em seguida, foi calculado o índice de Kaiser-Meyer-Olkin, para verificar se as correlações entre pares de variáveis poderiam ser explicadas pelas outras variáveis do modelo: os valores encontrados, próximos a 0,8, indicam serem as amostras seccionais adequadas à análise fatorial.<sup>29</sup>

TABELA 6  
BRASIL: PRINCIPAIS RESULTADOS DE ANÁLISES FATORIAIS COM VARIÁVEIS REPRESENTATIVAS DA INTENSIDADE DE USO DE TECNOLOGIA E DA QUALIDADE DAS TERRAS NAS UFs — 1970-1995<sup>a</sup>

Ano/variável	Peso	Comunalidade	Raiz característica	% da Variância explicada	Bartlett <sup>b</sup>	K - M - O <sup>c</sup>
1970			3,728	74,564	101,420a	0,832
Sementes	0,942	0,887				
Agrotóxicos	0,918	0,842				
Fertilizantes	0,882	0,778				
Mecanização	0,956	0,914				
Qualidade das terras	0,555	0,308				
1975			3,681	73,611	111,996a	0,770
Sementes	0,930	0,865				
Agrotóxicos	0,969	0,939				
Fertilizantes	0,819	0,671				
Mecanização	0,947	0,896				
Qualidade das terras	0,556	0,309				
1980			3,532	70,638	82,313a	0,833
Sementes	0,867	0,751				
Agrotóxicos	0,933	0,871				
Fertilizantes	0,818	0,670				
Mecanização	0,944	0,891				
Qualidade das terras	0,591	0,349				

(continua)

28. Caso contrário, o uso de análise fatorial deveria ser reconsiderado.

29. Por outro lado, valores inferiores a 0,5 são considerados inaceitáveis [Norusis (1988), citado por Vicente (1994)].



(continuação)

Ano/variável	Peso	Comunalidade	Raiz característica	% da Variância explicada	Bartlett <sup>b</sup>	K-M-O <sup>c</sup>
1985			3,625	72,506	91,169a	0,813
Sementes	0,900	0,809				
Agrotóxicos	0,959	0,919				
Fertilizantes	0,853	0,727				
Mecanização	0,917	0,842				
Qualidade das terras	0,573	0,328				
1995			3,891	77,819	128,398a	0,848
Sementes	0,965	0,931				
Agrotóxicos	0,966	0,934				
Fertilizantes	0,919	0,844				
Mecanização	0,942	0,887				
Qualidade das terras	0,543	0,295				

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, da FGV e do IEA.

<sup>a</sup> Método de extração: componentes principais.

<sup>b</sup> Teste de Bartlett ( $\chi^2$  com 10 graus de liberdade; a = significativo a 1%).

<sup>c</sup> Índice de Kaiser-Meyer-Olkin.

O método de extração de fatores utilizado foi o de componentes principais, e o critério de determinação do número de fatores a serem considerados foi o de valores de raízes características maiores do que 1<sup>30</sup> [Dillon e Goldstein (1984)]. Nos cinco pontos seccionais, apenas um fator atendeu essa exigência, com os percentuais de explicação da variância total ficando entre 70,6% e 77,8% (Tabela 6).<sup>31</sup> Os valores das comunalidades revelam que, em relação às variáveis individuais, os percentuais de explicação das variâncias ficaram entre 0,30 e 0,94. Ressalte-se que os valores mais baixos, entre 0,30 e 0,35, estiveram associados à qualidade das terras, que apresenta os menores pesos fatoriais (entre 0,54 e 0,59); as variáveis representativas da intensidade de uso de tecnologia tiveram percentuais de explicação das variâncias bem maiores (de 0,67 a 0,94), e apareceram mais relacionadas aos fatores extraídos (pesos fatoriais entre 0,82 e 0,97).

30. Fatores com raízes características menores do que 1 não contribuem para a explicação da variância total mais do que uma variável isolada.

31. Na primeira tentativa, somente com as variáveis tecnológicas, esses percentuais ficaram entre 81,4% e 91,3%.

Os resultados dos modelos de regressão ajustados com os escores fatoriais em substituição às variáveis de intensidade de uso de tecnologia e de qualidade das terras aproximaram-se bastante dos obtidos anteriormente (Tabela 7).

Testes efetuados entre os diferentes tipos de modelo indicaram superioridade das especificações de efeitos fixos simples e efeitos fixos duplos sobre o modelo simples (sem variáveis binárias); mas não é possível concluir que o modelo de efeitos fixos duplos é superior ao de efeitos fixos simples (Tabela 8). Tanto os modelos de efeitos fixos simples e de efeitos aleatórios simples quanto os de efeitos fixos duplos e de efeitos aleatórios duplos apareceram como superiores ao modelo simples. Já os baixos valores encontrados para o teste de Hausman mostram que os modelos de efeitos aleatórios simples e de efeitos aleatórios duplos seriam especificações melhores, respectivamente, do que os de efeitos fixos simples e efeitos fixos duplos.

Em consonância com os resultados desses testes, os coeficientes estimados com a melhor especificação de modelo — o de efeitos aleatórios duplos — são

TABELA 7  
BRASIL: PRINCIPAIS RESULTADOS DE MODELOS DE DADOS DE PAINEL COM VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DA PRODUTIVIDADE TOTAL DE FATORES, INCORPORANDO DIFERENÇAS ENTRE AS OBSERVAÇÕES SECCIONAIS E TEMPORAIS — 1970-1995

Variável	Modelo simples <sup>a</sup>	Efeitos fixos <sup>a</sup>		Efeitos aleatórios <sup>a</sup>	
		Simples	Duplos	Simples	Duplos
Intercepto	75,8987 a		51,0400 a	72,9032 a	65,6956 a
Salários	-0,0100 b	-0,0075 b	-0,0054	-0,0084 a	-0,0067 c
Valor do arrendamento	0,0638 c	-0,0209	-0,0151	-0,0043	0,0011
Escolaridade	11,0566 a	12,6799 a	18,5096 b	12,8097 a	13,0701 a
Intensidade de uso de trabalho	-16,8209 b	-8,1688	-4,4902	-10,2546	-8,8970
Assistência técnica	-0,1926	-0,2963 b	-0,1953	-0,2612 b	-0,1825
Deficiência hídrica em outubro	-0,2180 a	-0,1257 c	-0,0947	-0,1614 a	-0,1486 b
Deficiência hídrica em fevereiro	-0,0438	-0,2515 b	-0,1948	-0,1890 c	-0,1731 c
Irrigação	59,3823	171,9791 b	170,6941 b	140,7344 b	143,1547 c
Fator tecnologia/recursos naturais	14,0622 a	17,0594 a	17,3406 a	16,3913 a	16,8580 a
$\bar{R}^2$	0,6282	0,8579	0,8567	0,6220	0,6205

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, da FGV e do IEA.

<sup>a</sup> As letras representam os níveis de significância de t: a = 1%; b = 5%; e c = 10%.

TABELA 8  
RESULTADOS DOS TESTES ENTRE AS DIFERENTES ESPECIFICAÇÕES DE MODELOS

Modelos comparados	Teste	Valor	Nível de significância
Efeitos fixos simples x modelo simples	$\lambda^2_{(24)}$	149,508	0,00000
	$F_{(24,91)}$	8,652	0,00000
Efeitos fixos duplos x modelo simples	$\lambda^2_{(29)}$	155,534	0,00000
	$F_{(29,87)}$	8,415	0,00000
Efeitos fixos duplos x efeitos fixos simples	$\lambda^2_{(4)}$	6,025	0,19726
	$F_{(4,87)}$	1,074	0,37432
Efeitos fixos/aleatórios simples x modelo simples	$\lambda^2_{(1)}^a$	76,170	0,00000
Efeitos fixos simples x efeitos aleatórios simples	$\lambda^2_{(9)}^b$	7,310	0,60472
Efeitos fixos/aleatórios duplos x modelo simples	$\lambda^2_{(2)}^a$	76,900	0,00000
Efeitos fixos duplos x efeitos aleatórios duplos	$\lambda^2_{(9)}^b$	5,910	0,74920

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, da FGV e do IEA.

<sup>a</sup> Teste de multiplicador de Lagrange.

<sup>b</sup> Teste de Hausman.

consistentes com os do modelo de efeitos aleatórios simples discutido na seção anterior: das variáveis comuns aos dois modelos, apenas a intensidade de uso de trabalho deixou de ser significativa (Tabela 7).

De todas as outras variáveis originais, as maiores diferenças entre os coeficientes estimados correspondem à proporção de terras irrigadas e à escolaridade. Mesmo no caso do uso de irrigação, os valores apresentados na Tabela 3 sofreriam poucas alterações, com a média nacional de aumento de produtividade, em resposta a uma elevação de 1% na proporção das terras irrigadas, caindo de 0,14% para 0,12%.

Já os resultados relacionados à escolaridade seriam bem diferentes, com as elasticidades anteriormente calculadas entre 0,20 a 0,39, passando para um intervalo entre 0,30 e 0,59, com média nacional próxima de 0,44. Devido a essas diferenças, foi necessário recalcular os valores apresentados na Tabela 4, mantendo os mesmos pressupostos básicos; as novas taxas internas de retorno situaram-se entre 13,5% e 49,5%, com as médias nacionais ao redor de 25%, e período de recuperação de quatro anos (Tabela 9).

Esses últimos resultados são mais próximos dos apresentados por Mingat e Tan (1996), que estimaram taxas de retorno entre 21% e 56% para a educação

TABELA 9  
BRASIL: SEGUNDO CÁLCULO DE CUSTOS E RETORNOS DE ELEVAÇÕES NO NÍVEL DE ESCOLARIDADE DA POPULAÇÃO RURAL E REGIÕES — 1995

Região	PTF	Escolaridade média (anos)	Idade média (anos)	Trabalhadores estudando (mil)	Custo total (R\$ milhão)	Nova escolaridade (anos)	Retorno anual (R\$ milhão)	Taxa interna de retorno (%)	Período de recuperação (anos)
Nordeste									
Simulação 1 <sup>a</sup>	44,14	1,99	27,10	1.961,64	695,63	2,32	323,73	46,538	2,15
Simulação 2 <sup>b</sup>	41,54	1,89	27,10	1.961,64	695,63	2,22	343,99	49,451	2,02
Simulação 3 <sup>c</sup>	44,14	1,99	22,96	1.828,42	682,73	2,30	301,75	44,197	2,26
Simulação 4 <sup>d</sup>	41,54	1,89	22,96	1.828,42	682,73	2,20	320,63	46,963	2,13
Norte									
Simulação 1 <sup>a</sup>	51,19	2,22	25,01	376,60	170,83	2,55	68,16	39,899	2,51
Simulação 2 <sup>b</sup>	47,74	2,34	25,01	376,60	170,83	2,67	73,08	42,782	2,34
Simulação 3 <sup>c</sup>	51,19	2,22	23,39	372,24	170,36	2,55	67,37	39,544	2,53
Simulação 4 <sup>d</sup>	47,74	2,34	23,39	372,24	170,36	2,67	72,24	42,402	2,36
Centro-Oeste									
Simulação 1 <sup>a</sup>	131,71	3,53	27,29	142,34	328,41	3,86	78,34	23,838	4,19
Simulação 2 <sup>b</sup>	132,48	3,03	27,29	142,34	328,41	3,36	77,88	23,699	4,22
Simulação 3 <sup>c</sup>	131,71	3,53	23,74	151,45	330,03	3,88	83,35	25,252	3,96
Simulação 4 <sup>d</sup>	132,48	3,03	23,74	151,45	330,03	3,38	82,87	25,103	3,98

(continua)

(continuação)

Região	PTF	Escolaridade média (anos)	Idade média (anos)	Trabalhadores estudando (mil)	Custo total (R\$ milhão)	Nova escolaridade (anos)	Retorno anual (R\$ milhão)	Taxa interna de retorno (%)	Período de recuperação (anos)
<b>Sudeste</b>									
Simulação 1 <sup>a</sup>	161,67	3,69	28,69	699,76	1.431,65	4,02	210,73	14,560	6,79
Simulação 2 <sup>b</sup>	173,73	3,62	28,69	699,76	1.431,65	3,95	196,11	13,496	7,30
Simulação 3 <sup>c</sup>	161,67	3,69	23,63	719,36	1.439,68	4,03	216,64	14,976	6,65
Simulação 4 <sup>d</sup>	173,73	3,62	23,63	719,36	1.439,68	3,96	201,60	13,908	7,14
<b>Sul</b>									
Simulação 1 <sup>a</sup>	110,54	4,40	29,91	857,44	1.075,87	4,73	233,44	21,657	4,61
Simulação 2 <sup>b</sup>	113,66	4,36	29,91	857,44	1.075,87	4,69	227,03	21,056	4,74
Simulação 3 <sup>c</sup>	110,54	4,40	23,77	902,94	1.088,97	4,75	245,82	22,564	4,43
Simulação 4 <sup>d</sup>	113,66	4,36	23,77	902,94	1.088,97	4,71	239,07	21,943	4,55
<b>Brasil</b>									
Simulação 1 <sup>a</sup>	83,11	2,79	27,71	4.037,78	3.702,39	3,12	914,40	24,683	4,05
Simulação 2 <sup>b</sup>	100,00	2,80	27,71	4.037,78	3.702,39	3,13	918,09	24,783	4,03
Simulação 3 <sup>c</sup>	83,11	2,79	23,34	3.974,41	3.711,77	3,12	914,93	24,644	4,06
Simulação 4 <sup>d</sup>	100,00	2,80	23,34	3.974,41	3.711,77	3,13	916,41	24,684	4,05

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, FGV, IEA e de Schwartzman, Durham e Golimberg (1993).

<sup>a</sup> Considerando-se os valores médios de produtividade e escolaridade como inseridos nos modelos (sem ponderação) e 1/3 da população rural estudando.

<sup>b</sup> Considerando-se os valores médios de produtividade e escolaridade (ponderados) e 1/3 da população rural estudando.

<sup>c</sup> Considerando-se os valores médios de produtividade e escolaridade como inseridos nos modelos (sem ponderação) e população rural entre 15 e 34 anos estudando.

<sup>d</sup> Considerando-se os valores médios de produtividade e escolaridade (ponderados) e população rural entre 15 e 34 anos estudando.

primária em países de nível médio de renda. Psacharopoulos e Ng (1994), citados por Psacharopoulos (1994), apresentam taxa de retorno social de 35,6% para a educação primária no Brasil em 1989, e Harbison e Hanushek (1992), citados em World Bank (1998), concluíram que o retorno dos investimentos em educação no Nordeste era de 4,02 para 1, enquanto no Sudeste era de apenas 0,52 para 1, o que reforça a plausibilidade das diferenças regionais encontradas no presente estudo.<sup>32</sup>

#### 4 CONCLUSÕES

A produtividade de fatores na agricultura (setor de lavouras), em 1995, era maior nas UFs localizadas nas regiões Sudeste e Centro-Oeste.

As intensidades de uso de fertilizantes e de irrigação afetaram positivamente a PTF; já as intensidades de uso de agrotóxicos, sementes e máquinas não apresentaram coeficientes significativos, provavelmente devido à multicolinearidade. A qualidade das terras apareceu como importante determinante da produtividade agrícola, embora espera-se que se torne menos relevante com o tempo, já que a modernização deve ampliar os horizontes da agricultura. Entretanto, também devido à multicolinearidade, não foi possível manter essa variável isoladamente no modelo que incorporou diferenças temporais.

Os índices de deficiências hídricas nos meses de outubro e fevereiro afetaram negativamente os níveis de PTF. Uma vez que a tendência geral de aumento de rendimento das lavouras leva, necessariamente, a maiores exigências hídricas, esse resultado mostra a suscetibilidade da agricultura moderna — ainda predominantemente não irrigada — a acidentes climáticos.

Tudo leva a crer que a escolaridade da população rural seja fator essencial para a produção eficiente na agricultura, apresentando taxas internas de retorno entre 8,6% e 49,5% nas diferentes regiões, e médias nacionais entre 16,4% e 24,87%, com os períodos de recuperação dos investimentos situando-se entre 4,0 e 6,1 anos, dependendo da especificação de modelo utilizada. Esses resultados ressaltam a importância de investimentos em educação para o aumento da competitividade, mesmo no setor primário da economia.

É provável que muitos dos problemas de estimação encontrados possam ser solucionados utilizando dados mais desagregados. Ainda que seja virtualmente impossível trabalhar com informações em nível de estabelecimento, análises tomando como base municípios ou microrregiões homogêneas teriam também a

32. Naturalmente, as diversas metodologias de cálculo podem levar a resultados significativamente diferentes; a esse respeito, ver Psacharopoulos (1994).

vantagem de permitir o cálculo de elasticidades a partir de estimativas dos parâmetros de cada UF, e não a partir de uma média nacional, como aqui efetuado.

### BIBLIOGRAFIA

- AGUIRRE, J. A. *Introducción a la evaluación económica y financiera de inversiones agropecuarias: manual de instrucción programada*. San José, IICA, 1981, 191 p.
- ALVES, E. R. A. Apresentação. In: ARAUJO, P. F. C., SCHUH, G. E. (coords.). *Desenvolvimento da agricultura*. São Paulo: Pioneira, p. XI-XIX, 1975 (v. 2 – Educação, Pesquisa e Assistência Técnica).
- . *A produtividade agrícola*. Brasília, s.c.p., 1979.
- BARROS, A. L. M. *Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995*. Piracicaba: Esalq/USP, 1999 (Tese de Doutorado).
- CHRISTENSEN, L. R. Concepts and measurement of agricultural productivity. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 57, n. 5, p. 910-915, Dec. 1975.
- DIEWERT, W. E. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, v. 4, n. 2, p. 115-145, May 1976.
- . Superlative index numbers and consistency in aggregation. *Econometrica*, v. 46, n. 4, p. 883-900, July 1978.
- DILLON, W. R., GOLDSTEIN, M. *Multivariate analysis: methods and applications*. Nova York, John Wiley & Sons, 1984.
- FISHER, I. *The making of index numbers*. Boston: Houghton Mifflin Co., 1922.
- GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. C. P. R. *Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores*. Brasília: IPEA, nov. 2000 (Texto para Discussão, 768).
- GONÇALVES, J. S. *Mudar para manter: pseudomorfose da agricultura brasileira*. São Paulo: CSPA/SAA, 1999.
- GREENE, W. H. *LIMDEP version 7.0: user's manual*. Nova York: Econometric Software, 1995.
- . *Econometric Analysis*. 3<sup>rd</sup> ed. Nova Jersey: Prentice Hall, 1997.
- GUJARATI, D. *Econometria básica*. São Paulo: Makron, 2000.
- HARBISON, R. W., HANUSHEK, E. A. *Educational performance of the poor: lessons from rural Northeast Brazil*. Oxford: Oxford University Press, 1992.
- HAYAMI, H., RUTTAN, V. W. *Desenvolvimento agrícola: teoria e experiências internacionais*. Brasília: Embrapa, 1988, 583 p.
- HOMEM DE MELO, F. B. O crescimento agrícola brasileiro dos anos 80 e as perspectivas para os anos 90. *Revista de Economia Política*, v. 10, n. 3, p. 23-30, jul./set. 1990.
- HUFFMANN, W. E. Decision-making: the role of education. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 56, n. 1, p. 85-96, Feb. 1974.
- IBGE. *Anuário Estatístico do Brasil de 1960, 1971, 1978, 1984 e 1989*. Rio de Janeiro.

- . *Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1988 e 1995-1996*. Rio de Janeiro, 1974, 1979, 1984, 1991 e 1998.
- . *Censos Demográficos de 1970, 1980 e 1990*.
- INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA (INMET). *Boletins Agroclimatológicos*, 1969-1996.
- JUDGE, G. G. *et alii*. *The theory and practice of econometrics*. 2<sup>nd</sup> ed. Nova York: John Wiley & Sons, 1985.
- JUDGE, G. G. *et alii*. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. Nova York: John Wiley & Sons, 1988.
- MATOS, O. C. *Econometria básica: teoria e aplicações*. 3<sup>a</sup> ed. São Paulo: Atlas, 2000.
- MINGAT, A., TAN, J. P. *The full social returns to education: estimates based on Countries' economic growth performance*. Washington, D. C.: World Bank, 1996 (World Bank Human Capital Development Working Paper, 73).
- MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. *Série Aptidão Agrícola das Terras*. Brasília: Binagri, Secretaria Nacional de Planejamento Agrícola, 1978-1980.
- NADIRI, M. I. Some approaches to the theory and measurement of total factor productivity: a survey. *Journal of Economic Literature*, v. 8, n. 4, p. 1.137-1.177, Oct. 1970.
- NORUSIS, M. J. *SPSS/PCT Advanced statistics*, v. 3.0. Chicago: SPSS, 1988.
- ORTOLANI, A. A. *et alii*. *Parâmetros climáticos e a cafeicultura*. Rio de Janeiro: IBC, 1970, 27 p.
- PEDRO Jr., M. J. *et alii*. (orgs.) *Instruções agrícolas para o Estado de São Paulo*. 4<sup>a</sup> ed. Campinas: IAC, 1987, 231 p. (Boletim, 200).
- PSACHAROPOULOS, G. Returns to investment in education: a global update. *World Development*, v. 22, n. 9, p. 1.325-1.343, Sep. 1994.
- . *The profitability of investment in education: concepts and methods*. Washington, D. C.: World Bank, Dec. 1995 (World Bank Human Capital Development and Operations Policy Working Paper, 63).
- PSACHAROPOULOS, G., NG, Y. C. Earnings and education in Latin America: assessing priorities for schooling investments. *Education Economics*, v. 2, n. 2, p. 187-207, 1994.
- RICARDO, D. *Princípios de economia política e de tributação*. São Paulo: Abril Cultural, 1982.
- SCHULTZ, T. W. The value of the ability to deal with disequilibria. *Journal of Economic Literature*, v. 13, n. 3, p. 827-846, Sep. 1975.
- SCHWARTZMAN, S., DURHAM, E. R., GOLDEMBERG, J. *A educação no Brasil em uma perspectiva de transformação*. São Paulo, jun. 1993. Acessível em: <<http://www.airbrasil.org.br/simon/transform.htm>>.
- SILVA, G. L. S. P. *Produtividade agrícola, pesquisa e extensão rural*. São Paulo: IPE/USP, 1984 (Série Estudos Econômicos, 40).
- SILVA, G. L. S. P., CARMO, H. C. E. Como medir a produtividade agrícola: conceitos, métodos e aplicações no caso de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, v. 33, n. 1/2, p. 139-170, 1986.



- SILVA, G. L. S. P., VICENTE, J. R., CASER, D. V. Mudança tecnológica e produtividade do milho e da soja no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 47, n. 2, p. 281-303, abr./jun. 1993.
- THAME, A. C. M., VICENTE, J. R., VICENTE, M. C. M. Escolaridade e mão-de-obra rural no Brasil, 1970-80. *Agricultura em São Paulo*, v. 36, n. 1 e 2, p. 141-183, 1987.
- VERA FILHO, F., TOLLINI, H. Progresso tecnológico e desenvolvimento agrícola. In: VEIGA, A. (coord.). *Ensaio sobre política agrícola brasileira*. São Paulo: Secretaria de Agricultura, p. 87-136, 1979.
- VICENTE, J. R. *Influência de educação, pesquisa e assistência técnica na produtividade da agricultura brasileira na década de setenta*. Piracicaba: Esalq/USP, 1989 (Dissertação de Mestrado).
- . Uma aplicação de métodos multivariados na previsão de rendimentos do milho. *Agricultura em São Paulo*, v. 41, n. 1, p. 125-147, 1994.
- . *Determinantes da adoção de tecnologia e da eficiência na produção agrícola paulista*. São Paulo: FEA/USP, 1997 (Tese de Doutorado).
- VICENTE, J. R., ANEFALOS, L. C., CASER, D. V. Produtividade agrícola no Brasil, 1970-95. *Agricultura em São Paulo*, v. 48, n. 2, p. 33-55, 2001a.
- . Vieses no cálculo de números-índices utilizando a fórmula de Törnqvist em séries com ausências de dados. *Informações Econômicas*, v. 31, n. 6, p. 45-48, 2001b.
- VICENTE, J. R., CASER, D. V., SILVA, G. L. S. P. Adversidades climáticas: estimativas das perdas de safras no Estado de São Paulo e respostas governamentais. *Agricultura em São Paulo*, v. 35, n. 1, p. 149-171, 1988.
- YOTOPOULOS, P. A. From stock to flow capital inputs for agricultural production functions; a micro-analytic approach. *Journal of Farm Economics*, v. 49, n. 2, p. 476-491, May 1967.
- WORLD BANK. *Handbook of economic analysis of investment operations*. Washington, D. C.: Operations Policy Department, 1998.



## CUSTOS DE TRANSPORTE E PRODUÇÃO AGRÍCOLA NO BRASIL — 1970-1996\*

Newton de Castro

### 1 INTRODUÇÃO

Há uma longa e extensa tradição na literatura econômica de estudos que investigam a relação entre a infra-estrutura e o desenvolvimento econômico de regiões, países ou setores da economia. No caso dos transportes, as evidências recolhidas por essas investigações sugerem que a expansão e a melhoria desses serviços geram efeitos multiplicadores e externalidades significativas na economia, capazes de introduzir descontinuidades positivas no potencial de crescimento de vários setores. Foi assim na Europa, na primeira metade do século XIX, com a introdução do barco a vapor e a expansão da rede de canais, e principalmente na Europa e nos Estados Unidos, na segunda metade desse século, com a expansão ferroviária. Vários estudiosos dessa questão apontam essa expansão ferroviária americana como o elemento central para explicar o crescimento da sua economia, naquele período.<sup>1</sup> No caso brasileiro, essa relação foi extensamente analisada por Diniz (1987).

Nas últimas décadas, renovou-se o interesse pela investigação quantitativa dessa relação a partir de modelos econométricos que mensuram impactos da infra-estrutura em nível de país, região ou estado, e de setores da economia. Destacam-se, também, avaliações feitas sobre o desempenho de sistemas ou subsistemas de transporte e seus efeitos sobre as decisões microeconômicas de empresas e domicílios.<sup>2</sup> No caso dos estudos econométricos, os impactos diretos e indiretos da infra-estrutura são capturados por alguma medida do estoque desta ou do fluxo de investimento na sua ampliação e alguma medida de crescimento ou de produtividade da produção [Kessides (1996)].

---

\* Este artigo foi publicado na revista *Agricultura em São Paulo*, v. 49, nº. 2, 2002. É resultado da pesquisa sobre o processo de desenvolvimento agrícola no cerrado nas décadas de 1970, 1980 e 1990, de sua relação com as políticas de preços mínimos e de crédito rural e com os sistemas de abastecimento de insumos e escoamento da produção. Essa pesquisa foi coordenada por Gervásio Castro de Rezende, contando ainda com os assistentes de pesquisa Marcos Stefan, Ricardo Tavares e Savano Pereira, e o apoio financeiro da Rede-IPEA e do Nemesis/Pronex.

1. Ver, a esse respeito, Isard (1956), Ratner *et alii* (1979), Schumpeter (1961) e Rostow (1961).

2. Ver estudos patrocinados pela Federal Highways Administration (FHWA, 1992), dos Estados Unidos.

Estudos recentes, porém, relacionam algumas dificuldades acerca dessas estimativas [Kessides (1996) e Canning (1999)]:

*a)* a direção da causalidade não pode ser claramente definida, por causa da simultaneidade ou mesmo pela existência da relação inversa: o crescimento econômico levando a um aumento do estoque de capital em infra-estrutura, e não vice-versa;

*b)* dados muito agregados — fato que aumenta a possibilidade de se capturarem correlações espúrias entre as variáveis, além de serem intrinsecamente pouco confiáveis;

*c)* problemas na especificação do modelo, principalmente a omissão de variáveis relevantes (por exemplo, estoque de capital privado ou de outras infra-estruturas públicas) ou de especificações inadequadas;

*d)* a existência “de fato” de possibilidades de substituição entre estoque de capital público e os outros insumos e fatores “privados”.

Essas críticas devem ser entendidas no contexto de cada tipo de estudo. De fato, a análise de séries temporais macroeconômicas de um país pode, no máximo, ser indicativa da possibilidade de causalidade entre as variáveis em questão. Estas, em geral, exibem covariância nas suas evoluções contemporâneas, independentemente de relação causal. Em consequência, estudos baseados em séries temporais estimam parâmetros com magnitudes relativamente maiores do que aqueles baseados em cortes transversais ou painéis.

Na mesma linha de raciocínio, procedem as críticas das estimativas oriundas de estudos que utilizam dados muito agregados. É louvável o esforço de se obterem estimativas a partir de dados representativos de países ou regiões. Infelizmente, as amostras disponíveis são, em geral, pequenas e/ou apresentam pouca dispersão, resultando em estimativas pouco confiáveis. Ressalte-se também que a qualidade dos dados, em nível de país, sempre deixa a desejar, tornando inúteis os malabarismos econométricos que os aplicativos disponíveis permitem hoje em dia.

As duas últimas críticas são justificadas por revelarem um certo desconhecimento ou desatenção em relação ao processo microeconômico, por meio do qual interagem a produção privada e a infra-estrutura. Com efeito, o estoque de infra-estrutura por si só não presta serviço diretamente ao processo produtivo. No caso dos transportes, a existência de um estoque de vias não indica o quanto nem como elas estão sendo usadas. No entanto, do ponto de vista da produção, o que interessa é o serviço que está sendo prestado, em termos de quantidade, preço e qualidade.

Mais ainda, o estoque de um dado item de infra-estrutura em uma região não indica necessariamente se ela está sendo bem ou mal servida do serviço em questão.

Finalmente, são muito complexas as relações de complementaridade e/ou substituição entre serviços de infra-estrutura e insumos e fatores de produção “privados”. No limite, seria difícil imaginar produção sem qualquer tipo de serviço público ou vice-versa. Por outro lado, nas situações encontradas ocorrem várias possibilidades de substituição. O caso específico de como os serviços de transporte interagem com as decisões de produção e com o uso de insumos e fatores de produção, será objeto de análise na próxima seção.

Atentos a essas considerações, o objetivo geral do projeto, do qual este artigo se origina, é a análise do processo de desenvolvimento agrícola nos cerrados nas décadas de 1970, 1980 e 1990, de sua relação com as políticas de preços mínimos e de crédito rural e com os sistemas de suprimento de insumos e escoamento da produção, e das perspectivas futuras desse desenvolvimento, em face das novas políticas de preços mínimos, de crédito rural e de transportes que vêm sendo adotadas pelo governo.<sup>3</sup>

Focaliza-se aqui o papel específico desempenhado pela expansão e pela pavimentação da malha de transporte rodoviário e sua relação com o aumento da produtividade agrícola, com especial atenção para a região do cerrado brasileiro, pois essa região foi a que apresentou a maior dinâmica de crescimento do setor agropecuário no período considerado.

Procurou-se enfatizar a forte interdependência entre os transportes e a produção agropecuária, bem como os mecanismos pelos quais as reduções de custo de transporte se traduzem em crescimento da produtividade agrícola, conforme será discutido na próxima seção. Na seqüência, apresenta-se um modelo econométrico de função de produção que abriga em sua especificação, além dos insumos tradicionais, variáveis que quantificam os impactos da disponibilidade e dos custos de transporte intra e inter-regional na produção agrícola. Há uma breve descrição da base de dados desenvolvida e utilizada na estimação, seguindo-se a especificação algébrica do modelo econométrico e a discussão dos resultados alcançados. No item 4, analisam-se as relações de substituição e complementaridade entre os transportes e os insumos tradicionais.

3. Para uma discussão sobre o papel dos transportes no desenvolvimento econômico, destacando, no caso dos cerrados, os efeitos propiciados pela expansão da infra-estrutura de transportes, ver IPEA (2001).

## 2 LOGÍSTICA, CUSTO DE TRANSPORTE E PRODUÇÃO AGRÍCOLA

A consideração do transporte na microeconomia da produção teve seu marco conceitual inicial nos estudos de von Thünen, complementada ainda pelas contribuições de Lösch, Weber e outros. A questão central da localização da produção, aos poucos foi sendo estendida para abranger a concentração e a especialização regional, o comércio e a hierarquia entre regiões.<sup>4</sup> No caso da firma agrícola, Dunn (1954) analisa, entre outras, as decisões de localização, cesta de produtos, proporções entre insumos e intensidade de produção, destacando as relações de substituição entre a renda da terra e os gastos de transporte. Isard (1956), na sua teoria geral sobre localização e economia espacial, advoga a incorporação explícita do insumo transporte na função de produção, de modo a conferir-lhe dimensão espacial.<sup>5</sup>

Cabe ressaltar que a característica básica desses estudos é a da localização sendo considerada variável de decisão, para um dado gradiente de custo de transporte. Em conseqüência, dá-se pouca ênfase à análise das situações em que as firmas já fizeram suas escolhas de localização e há um deslocamento relevante da curva de oferta de insumos de transporte. Esse aspecto é importante, pois, no caso da localização variável, as relações entre transporte e demais insumos são essencialmente de substituição.<sup>6</sup> No caso da localização fixa, despontam situações relevantes de complementaridade técnica, no sentido de que um aumento na disponibilidade de transporte poderia ensejar um aumento no produto marginal de insumos complementares.<sup>7</sup>

Esse ponto adquire importância significativa para a investigação do impacto do transporte na expansão agrícola, na medida em que o grau de complementaridade indicaria a magnitude da restrição que a disponibilidade de serviços de transporte estaria causando diretamente na produtividade dos demais insumos. Essa situação distingue-se daquela representada por regiões bens servidas de transporte que, eventualmente, poderiam aumentar a rentabilidade de suas atividades caso se reduzisse o custo de transporte dos insumos ou dos produtos; ou seja, um efeito via preços, exclusivamente.

Esse argumento pode ainda ser reforçado revisitando-se a vasta literatura sobre a inter-relação entre as decisões logísticas e o desempenho produtivo das firmas.

4. Para uma introdução à questão espacial na economia regional, ver Isard (1956, Caps. 1 e 2).

5. Ver Isard (1956), em particular o Capítulo 4 ("Transport inputs and related spacial concepts").

6. Como o são também as relações entre os insumos de transporte de suprimento de matérias-primas e de distribuição de produtos, amplamente ressaltadas nessa literatura.

7. A definição de complementos e substitutos técnicos adotada aqui é a de Frisch (1963), que usa como critério o sentido da variação da produtividade marginal de um insumo causada pelo aumento no uso de outro (se positiva, complementar; se negativa, substitutos ou "competitivos", na terminologia de Frisch).

Baumol e Vinod (1970), por exemplo, foram precursores da modelagem das interdependências entre escolhas de transporte, estoques e produção, num contexto de minimização de custos. Inúmeros artigos se sucederam, ampliando o escopo da análise para os níveis táticos e estratégicos das decisões logísticas e de produção. No nível tático, essas decisões tipicamente incluem o tamanho de lote dos pedidos, frequência de pedidos, modo de transporte, local de armazenamento e data de movimentação dos lotes [Castro (1984)]. No nível estratégico, tomam-se decisões quanto à localização e tamanho de fábricas e armazéns, organização da produção, tipo de produto, armazenagem e transporte próprio ou contratado etc.

Nesse contexto, as firmas agropecuárias podem ser vistas como um elo de uma longa cadeia de produção, armazenagem e transporte. Nessas cadeias, dadas as várias decisões já destacadas, surgem várias possibilidades de complementaridade e de substituição entre transporte e armazenagem, e os demais insumos e fatores de produção. Quanto maior a disponibilidade de transporte, em termos de confiabilidade, frequência etc., menores as necessidades de recursos de armazenagem, mão-de-obra e outros fatores de produção.

A maior confiabilidade do sistema de transporte, ou a aquisição de um serviço de transporte mais confiável, também possibilita a redução direta de perdas ou avarias nos produtos; ou seja, um impacto direto na produção obtida.

Hoje, esquemas mais sofisticados de relacionamento entre transporte, armazenagem e produção, em que se destacam os arranjos logísticos do tipo *just-in-time*, *milk-run*, e outros congêneres, demonstram que o uso mais intensivo de transporte possibilita a reorganização da produção mesmo em plantas industriais as mais automatizadas.

Na agropecuária, a alta dependência de variáveis internas e externas aleatórias — a disponibilidade de equipamentos, o clima, os preços dos insumos e produtos — torna ainda mais forte a interação entre o nível de serviço de transporte, a disponibilidade de armazenagem e o uso dos demais insumos e fatores de produção.

Imaginem a diferença de produtividade entre dois tratores iguais,<sup>8</sup> um operando em Ribeirão Preto (SP), contando com serviços amplos e acessíveis de manutenção e peças de reposição, e outro operando no município de Alta Floresta, situado no norte de Mato Grosso. Ou ainda, a diferença de produtividade da mão-de-obra entre duas fazendas: uma que conta com transporte próprio para disponibilizar, a tempo e a hora, fertilizante, adubo, semente, remédio, ração etc.,

8. Produtividade medida em termos de horas efetivamente trabalhadas por ano.

e outra que depende da entrega “quase sempre fora de hora” desses insumos. Concluindo, piores condições de transporte implicam maiores estoques e maiores perdas para se obter o mesmo resultado em termos de aplicação efetiva de insumos.

Em nível estratégico, melhores condições de transporte propiciam a escolha de uma organização da produção mais eficiente e um *mix* de produção que privilegia produtos que agreguem mais valor à produção. Melhores condições de acesso permitem um melhor compartilhamento de mão-de-obra temporária, reduzindo a necessidade de mão-de-obra própria. Similarmente, reduzem a necessidade de armazenagem própria, na medida em que se facilita o escoamento da produção ou o plantio de produtos mais nobres, que podem ser mais perecíveis e/ou mais exigentes em termos de manuseio ou condições de transporte.

Os exemplos dessas relações de complementaridade e de substituição poderiam ser estendidos, fugindo, entretanto, do objetivo deste artigo. Procurou-se apenas exemplificar algumas dessas possibilidades, que serão mensuradas nas Seções 3 e 4.

### 3 UM MODELO DE PRODUÇÃO AGRÍCOLA E TRANSPORTE NO BRASIL

#### 3.1 Aspectos Teóricos

Diversos estudos empíricos procuraram avaliar os impactos do uso de insumos tradicionais e modernos, bem como da infra-estrutura econômica, do capital humano e da adoção de políticas públicas, na evolução da produção e da produtividade do setor agropecuário.<sup>9</sup> Seguindo a sugestão de Isard (1956) para o caso de transportes, esses estudos representam uma nova linha de análise em relação aos estudos e à teoria clássica da produção. Isso porque se admite, na explicitação do modelo econômico e da forma funcional da função de produção, que a produtividade dos insumos é afetada por variáveis que antes eram tratadas como externas aos processos microeconômicos de produção.

Essa abordagem também encontra amparo teórico e empírico em desenvolvimentos recentes da teoria do crescimento. Uma característica desses estudos é reconhecer a existência de retornos constantes ou mesmo crescentes de escala em relação aos fatores de produção que podem ser acumulados. Para reconciliar esses retornos crescentes com a possibilidade de concorrência, admite-se que esses retornos sejam externos às firmas [Hakfoort (1996)]. Dentre esses fatores, os que receberam maior atenção na literatura são os serviços de infra-estruturas públicas, por

9. Ver McMillan, Whalley e Zhu (1989), Fan (1991), Lin (1992), Fleischer e Liu (1992), Wang, Wailes e Cramer (1996) e Biswanger *et alii* (1987).



meio da incorporação de variáveis representativas desses serviços nas funções de produção, de modo a permitir que diferentes níveis de serviços públicos afetem de forma também diferenciada a produtividade dos demais fatores de produção [Barro, (1990) e Barro e Sala-i-Martin (1992)].

No caso específico deste estudo, a análise se passa em nível municipal, ou seja, intermediário entre os estudos de produção de firmas e os estudos macroeconômicos de teoria endógena do crescimento, citados no parágrafo anterior. Não obstante, pode-se argumentar que também nesse nível sub-regional a quantidade e a qualidade dos serviços públicos afetam a produtividade dos fatores de produção, numa abordagem semelhante à de Costa, Ellson e Martin (1987). Incluir essas variáveis externas diretamente na função de produção, ao lado das variáveis que medem o uso de insumos implica, portanto, supor que haveria um papel para essas variáveis, mesmo após considerar o efeito das variáveis de uso de insumos via seus preços relativos.

Quanto ao tipo de função a ser empregado, embora as abordagens de função de produção, custo e lucro sejam equivalentes em termos teóricos, uma vez atendidos os pressupostos da teoria da produção e de que os mercados sejam competitivos, na prática essas abordagens reclamam por dados com naturezas muito distintas. Particularmente, as abordagens de função de custo e lucro exigem a informação de preços de insumos (e produto, no caso da função de lucro) que dificilmente são explicitados de forma direta nos levantamentos censitários disponíveis. Os estudos empíricos destacados antes demonstram que mesmo em nível mais agregado de análise (por exemplo, unidade da federação/estado, ou país) os preços são obtidos por meio de métodos indiretos, usualmente razões entre valores e quantidades, muitas vezes de origens diferentes, gerando “preços” com dispersões que podem não corresponder aos verdadeiros diferenciais encontrados na realidade.

Essa situação é agravada no caso de corte transversal de dados de unidades espaciais mais desagregadas, em que a aplicação dessas práticas indiretas para obtenção de “preços” pode ocasionar sérios erros de mensuração. Considera-se que os ganhos de se trabalhar com dados municipais suplantam, em grande medida, as vantagens proporcionadas pelas metodologias de função de custo ou lucro, principalmente no que tange à possibilidade de se trabalhar com multiprodutos. Nesse caso, poder-se-ia trabalhar com dois ou no máximo três produtos, em vista da limitação imposta pela parcimônia no número de parâmetros a serem estimados. Dada a diversidade de produtos existentes no setor, esse nível de desagregação pouco acrescentaria aos objetivos deste artigo. Dessa forma, julga-se mais apropriado, neste estudo, o uso da abordagem de função de produção.

### 3.2 A Base de Dados

As bases de dados desenvolvidas para este estudo foram os censos agrícolas e agropecuários, os dados de organização política do território, as poligonais dos municípios, dados de aptidão agrícola dos solos e os dados de infra-estrutura e custo de serviços de transporte. No caso dos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995-1996 (Censos de 1970, 1979, 1984, 1991, 1998), estes foram compatibilizados com a evolução da organização política do território brasileiro, no período, de modo a possibilitar a geração de áreas mínimas comparáveis para utilização nos modelos econométricos.<sup>10</sup> Essa base também possibilita a vinculação dos dados econômicos aos dados de poligonais das áreas dos municípios, por intermédio de programas de geoprocessamento, permitindo a geração de mapas ilustrativos das principais relações analisadas.

Em relação à infra-estrutura de transporte, foi desenvolvida uma malha digitalizada das rodovias brasileiras sob as jurisdições federal e dos estados, compreendendo cerca de 4.500 arcos ou trechos rodoviários e respectivos nós. Esses arcos foram complementados por ligações hidroviárias na região amazônica. A cada um desses arcos foi associada uma matriz de atributos, destacando-se a extensão e a classe de serviço; esta, no caso rodoviário, podendo caracterizar uma rodovia planejada, de leito natural, implantada, asfaltada ou duplicada. Aos nós associam-se os atributos dados pelas coordenadas geográficas e o município de localização. Cabe ressaltar que os atributos de qualidade de serviço da infra-estrutura de transporte variam no tempo, em função dos investimentos feitos em cada trecho, relacionando-se espacial e temporalmente aos dados de produção agrícola descritos antes.

A base de dados de aptidão agrícola das terras foi obtida a partir de publicações do Ministério da Agricultura, da Embrapa e do IBGE. Nestas, define-se a aptidão agrícola para lavouras de acordo com o nível tecnológico empregado (“manejo”). No caso da Embrapa, esses dados estão desagregados por sub-regiões, de acordo com a semelhança das terras dos municípios que as compõem. Para este estudo, construíram-se indicadores de “aptidão” dados pela percentagem da área de cada sub-região com aptidão “boa” e “regular” para lavouras segundo os três tipos de manejo.

### 3.3 Especificação das Variáveis e da Forma Funcional

Destaca-se, a princípio, o produto agrícola, variável a ser determinada pelo modelo. Uma especificação usual é o valor obtido do somatório de cada produto agrícola

10. Foram utilizados dados básicos sobre a criação de novos municípios, disponibilizados pelo IBGE.

ponderado pelo respectivo preço, tomado em um ano-base. A elaboração dessa variável exigiu a montagem de uma base representativa de produtos que tiveram a respectiva produção quantificada em cada ano do painel, assim como a escolha de um vetor multiplicador de preços, de modo a permitir a agregação. De forma alternativa, testou-se a variável valor total da produção agrícola que consta dos censos agropecuários, devidamente deflacionada.

Uma análise preliminar dos dados censitários disponíveis permite antecipar que não há maiores limitações para se obter uma série compatível de produtos que represente de forma adequada mais de 90% do valor da produção em cada ano censitário. Não obstante, os resultados obtidos com uma variável de produção construída dessa maneira, quando confrontados com os resultados obtidos com a variável de valor da produção contida nos censos, revelaram-se inferiores estatisticamente, justificando a adoção desta última.

Em relação à especificação dos insumos tradicionais identificam-se os tradicionais: terra, trabalho e capital. No caso da terra, adotam-se especificações alternativas com desagregação da variável de utilização de terras, na forma de lavouras (permanentes e temporárias) e pastagens (naturais e plantadas).<sup>11</sup> No caso do trabalho, utiliza-se o agregado de pessoal ocupado.<sup>12</sup> No caso do capital, emprega-se um índice ponderado de tratores, número de caminhões e utilitários; número total de animais de trabalho; e total de energia elétrica consumida pelos estabelecimentos.<sup>13</sup>

No caso dos insumos modernos, as variáveis selecionadas são: um indicador de consumo de fertilizantes, adubos (químicos e orgânicos) e corretivos, deflacionados por preços unitários específicos para esses produtos; e uma variável de área irrigada.

No caso das variáveis que procuram captar a disponibilidade da infra-estrutura logística, cabe salientar que a literatura distingue pelo menos dois efeitos importantes. O primeiro seria em relação ao tipo de infra-estrutura que gera um efeito proporcional a sua densidade numa determinada área geográfica. Por exemplo, considerando duas regiões idênticas em termos de população, capital privado, força

11. Sobre este trabalho, Steve Helfand observa, corretamente, que essas variáveis no tempo são endógenas. Quer dizer, de um censo para outro, os agentes decidem quanto de sua área disponível será dedicada a cada atividade. O uso do somatório dessas áreas pode mitigar esse problema. O autor, no entanto, entende que o impacto desse tipo de erro é em geral atenuado quando se dispõe de uma base de dados muito numerosa e com grande dispersão nas variáveis como no caso em questão, ganhando-se no detalhamento das variáveis “explicativas”, na redução de correlações espúrias e no entendimento mais detalhado dos processos de substituição via escolha de tipo de produção.

12. A variável pessoal ocupado foi usada na sua forma mais simples (número total de pessoas ocupadas) sem descontar o efeito de trabalhadores temporários ou de menores de idade, por não se dispor dessas informações.

13. Para maiores detalhes sobre o tratamento dos dados, ver IPEA (2001).

de trabalho e estoque de infra-estrutura, mas com áreas geográficas diferentes, é intuitivamente óbvio que a região maior é pior servida do que a região menor, considerando-se um mesmo padrão de dispersão espacial das atividades nas duas áreas. Exemplos de infra-estrutura desse tipo seriam escolas, rede de coleta de esgoto, extensão de rodovias vicinais/municipais, número de terminais telefônicos e extensão da rede de postes para a distribuição de energia elétrica. Essas variáveis aparecem nas especificações divididas por área ou outro indicador da demanda por serviços (por exemplo, população, no caso de escolas; número de domicílios, no caso de terminais telefônicos etc.). Formalmente, ter-se-ia:

$$Y_i = f(T_i, L_i, K_i, I_i)$$

onde:

$Y_i$  = indicador da produção da região  $i$ ;

$T_i, K_i, L_i$  = indicadores de uso de fatores de produção terra, capital e trabalho em  $i$ ; e

$I_i$  = estoque de infra-estrutura da região  $i$ .

A forma de tratamento preconizada, então, relacionaria na especificação a variável estoque de infra-estrutura dividida pelo componente relevante de demanda. Por exemplo,  $Y_i / \text{População}_i$ , no caso de escolas; ou  $Y_i / \text{Área}_i$ , no caso de estradas vicinais. Autores estimam diretamente funções de produção *per capita* ou por unidade de capital [Biehl (1986) e Prud'homme (1996)], ou seja,

$$Y_i / \text{Pop}_i = f(T_i / \text{Pop}_i, L_i / \text{Pop}_i, I_i / \text{Pop}_i)$$

$$Y_i / K_i = f(T_i / K_i, L_i / K_i, I_i / K_i)$$

Outro tipo de infra-estrutura distingue-se por sua capacidade de conexão de áreas geográficas a grandes redes de serviços que interligam consumidores ou produtores a fontes de suprimento ou consumidores. Assim, por exemplo, o Estado do Rio de Janeiro pode gerar pouca energia elétrica relativamente às suas necessidades, mas estar muito bem suprido, por meio de uma rede de transmissão, pela capacidade instalada de geração localizada no Paraná. Da mesma forma, um dado município pode não dispor de nenhum quilômetro de vias inter-regionais de transporte em seu território, mas estar localizado próximo e conectado por uma estrada local de boa qualidade à malha de transporte inter-regional. Quer dizer, o estoque de capital dessa infra-estrutura localizado fisicamente no território desse município

pode não ser um indicador adequado de sua capacidade de acesso à malha de transporte ou do custo relativo de distribuição de seus produtos ou do suprimento de insumos que necessita. Nesse caso, então, ter-se-ia:

$$Y_i = f(T_i, L_i, K_i, C_{ij})$$

onde  $C_{ij}$  indica o custo ponderado relativo de distribuição ou suprimento da região  $i$ , de/ou para as regiões relevantes  $j$ .

Dessa maneira, pretende-se aqui introduzir pelo menos dois indicadores logísticos. O primeiro seria a densidade de rodovias na microrregião homogênea a que pertence o município, visando medir a disponibilidade de serviços de transporte intra-regionais. A qualidade desses serviços seria dada por uma variável de densidade de rodovias pavimentadas em relação à área total da microrregião. A segunda variável seria uma medida do custo de transporte inter-regional, obtida por meio do custo do transporte rodoviário entre cada município e São Paulo (capital), maior pólo de concentração de demanda de produtos agropecuários do país. Para o painel de dados abordados, esses custos variam em função da evolução da pavimentação das rodovias federais e estaduais, e da conseqüente redução dos custos de transporte, de acordo com fórmulas paramétricas usuais de variação do custo operacional rodoviário com o tipo de pavimento.<sup>14</sup>

A especificação propõe ainda a inclusão de uma variável indicadora da aptidão agrícola dos solos. Visa-se, assim, introduzir uma diferenciação espacial na qualidade da terra e dos outros recursos naturais (relevo, clima etc.), que também afetam a produtividade dos demais insumos. Note-se que o indicador de aptidão agrícola pode estar correlacionado com o esforço de pesquisa agrícola, uma vez que este afeta a aptidão do solo via mudança tecnológica. O exemplo mais conspícuo, nesse caso, é o da região dos cerrados, que ampliou sua capacidade de produção agropecuária graças aos resultados da pesquisa agrícola, que, entre outros benefícios, incrementaram a rentabilidade do uso de insumos modernos nessa região.

Quanto à especificação funcional, o primeiro ponto a ser notado é que a especificação tipo Cobb-Douglas ainda é a mais adotada nos estudos de função de produção, mesmo nos mais recentes. Uma das possíveis razões vem a ser a facilidade de interpretação dos resultados e as boas qualidades estatísticas dessa especificação, em geral, em termos de aderência aos dados observados. Esses aspectos parecem compensar as restrições dessa especificação no tocante às elasticidades de substituição

14. Para custos operacionais por tipo de pavimento tomou-se como referência a metodologia do  $H_{DM-II}$  (Voc), desenvolvida pelo Banco Mundial.

unitárias entre os insumos, à impossibilidade de relações de complementaridade entre insumos e ao ponto de otimalidade do estoque de infra-estrutura quando seu produto marginal é igual à unidade [Hakfoort (1996)].

Por outro lado, há que se considerar que as formas flexíveis apresentam alguns inconvenientes. Primeiro, o número de parâmetros cresce rapidamente com o número de variáveis, devido aos termos quadráticos e cruzados dos regressores (no caso da função translogarítmica — translog), e a multicolinearidade torna-se um problema. Em muitas ocasiões, também, a disponibilidade de dados pode ser um fator limitativo. Análise estatística da função translog é um exemplo clássico de balanceamento entre, de um lado, a qualidade da aproximação obtida pela especificação e, de outro, a qualidade estatística das estimativas dos parâmetros da especificação. A aproximação é em geral satisfatória se as variáveis independentes variam pouco, mais boas estimativas dos parâmetros requerem o contrário [Theil (1980)].

Dessas considerações optou-se por uma abordagem incremental a partir de uma forma mais simples, tipo Cobb-Douglas, caminhando no sentido de uma especificação tipo translog, pela adição de termos quadráticos e cruzados gradativamente, avaliando as melhorias estatísticas obtidas e a significância estatística dos respectivos coeficientes. Essa tática permite acomodar as não-linearidades dos efeitos de cada variável, bem como os efeitos cruzados entre variáveis, sem que se perca a capacidade de interpretar os resultados.

### 3.4 Estimação do Modelo e Resultados

O ideal seria estimar o modelo para o conjunto de municípios do Brasil. Entretanto, a natureza da especificação logarítmica, adotada tanto na forma funcional Cobb-Douglas, como na translog, não admite níveis zero de produção ou de utilização de insumos. Por outro lado, é também conhecido o impacto indesejável nos parâmetros estimados causados pela adição de pequenos valores a essas observações, visando-se mantê-las no conjunto de estimação [Flowerdew e Aitkin (1982)]. Assim, apresentam-se os resultados para dois conjuntos de dados. O primeiro seria o resultante da exclusão de todas as observações que contêm zeros em alguma das variáveis utilizadas (*base restrita*). Outra base de dados é também utilizada, tendo sido obtida através da adição de um pequeno valor (0,10) a todas as observações, visando-se mantê-las no conjunto de estimação (*base ampliada*).

O detalhamento dos resultados segue a seguinte forma de apresentação. A princípio, detalham-se os resultados para o modelo com a especificação “log-log” simples, sem flexibilização, de forma a extrair as elasticidades médias da produção

agropecuária em relação às principais variáveis determinantes. Acrescentam-se, ainda, variáveis binárias (*dummies*) para municípios de Amazonas e Pará, tendo em vista suas características peculiares de produção e acesso. No mesmo sentido, justifica-se a inclusão de variável binária (*dummy*) para as observações de 1996, pelas mudanças na metodologia do censo agropecuário daquele ano. Para essa especificação básica, os resultados estão expostos para dois conjuntos de dados, na Tabela 1.<sup>15</sup>

Observe-se que a base de dados restrita conta com 6.814 observações contra 19.712 da base de dados ampliada pelo método da adição de um pequeno valor às variáveis. O poder de explicação do modelo é animador, alcançando 85%, em que pesem o tamanho da amostra e a ampla variância observada nos dados.

A estabilidade dos parâmetros dos principais regressores entre as duas estimações também é convincente, destacando-se, em primeiro plano, os de área de lavoura temporária (*halavt*), consumo de óleo diesel (*diesel*) e despesas com adubos e fertilizantes (*adubo*); e, em segundo plano, pessoal ocupado (*peessoal*), número de tratores (*trator*), lavoura permanente (*halavp*) e pastagem plantada (*hapastp*).

No tocante ao grupo de parâmetros relacionados às variáveis de transporte, seria de se esperar uma diferença maior entre os valores obtidos a partir das duas bases de dados. Isso porque os municípios excluídos da base restrita são os de menor volume de produção agropecuária, com características de tecnologia de produção mais rudimentares, mais afastados dos centros de consumo e com menores densidades rodoviárias em suas áreas de influência. Além disso, há maior ocorrência de zeros em 1970, quando eram maiores os custos de transporte.

De fato, esse é o resultado confirmado pelas regressões. O impacto do custo de transporte inter-regional (*mdual*) aumenta significativamente, passando o valor da elasticidade média da produção, em relação a esse custo, de  $-0,16$  para  $-0,21$ ; o mesmo acontecendo com muito mais intensidade para o impacto da densidade rodoviária (*dr*), de  $0,06$  para  $0,33$ . Já o efeito da *dummy* (*net*), que captura a influência de o município deter ou não um nó da malha básica de transporte, passa de positivo e não-significativo, na base restrita, para negativo e significativo, na base ampliada; sinal inverso do esperado.

Outro destaque é a significativa alteração da magnitude do coeficiente de aptidão agrícola do solo (*aptidão*), reduzindo-se fortemente na regressão com a base de dados ampliada, mantendo-se com o sinal esperado, mas não-significativo.

15. O tratamento das bases de dados e as estimações dos modelos foram realizados utilizando o programa SAS®, versão Aco 8.1, do SAS Institute.

TABELA 1  
**RESULTADOS DAS REGRESSÕES PARA A ESPECIFICAÇÃO BÁSICA E BASES DE DADOS RESTRITA E AMPLIADA**

Dados restritos	Análise de variância			Dados ampliados	Análise de variância		
	G.L.	Soma dos quadrados	Quadrado médio		G.L.	Soma dos quadrados	Quadrado médio
Modelo	17	7038,289	414,017	Modelo			
Erro	6.796	1220,324	0,17957	Erro	19.694	5.284,825	0,26835
Total	6.813	8258,613		Total	19.711	34.480	
Erro médio	0,42375	$R^2$	0,8522	Erro médio	0,51802	$R^2$	0,8467
Média var. dep.	10,28253	$R^2$ ajustado	0,8519	Média var. dep.	9,52656	$R^2$ ajustado	0,8466
Coefficiente de variação	4,12108	Estatística-F	2.305,67	Coefficiente de variação	5,43766	Estatística-F	6.399.79
Variável	Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	Variável	Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t
Intercepto	4,7119	0,0678	69,5	Intercepto	5,4814	0,0473	115,9
halavp	0,0372	0,0033	11,2	halavp	0,0226	0,0021	10,8
halavt	0,1368	0,0079	17,3	halavt	0,1386	0,0046	29,9
hapastn	-0,0166	0,0036	-4,7	hapastn	-0,0116	0,0024	-4,9
hapastp	0,0051	0,0032	1,6	hapastp	0,0312	0,0018	17,0
hairriga	0,0062	0,0025	2,4	hairriga	-0,0038	0,0013	-2,9
peessoal	0,3250	0,0093	34,8	peessoal	0,4262	0,0061	70,3
diesel	0,1101	0,0082	13,5	diesel	0,1044	0,0034	30,4
trator	0,1137	0,0095	12,0	trator	0,0450	0,0041	11,1
adubo	0,0932	0,0043	22,0	adubo	0,0806	0,0022	36,7
mdual	-0,1629	0,0093	-17,6	mdual	-0,2148	0,0066	-32,4
dr	0,0567	0,0054	10,5	dr	0,3320	0,0158	21,1
net	0,0185	0,0119	1,6	net	-0,0151	0,0079	-1,9
aptidao	0,0339	0,0045	7,5	aptidao	0,0027	0,0018	1,5
invest	0,1288	0,0057	22,5	invest	0,0801	0,0026	30,5
dAM	0,7287	0,1621	4,5	dAM	1,0183	0,0380	26,8
dPA	0,6578	0,1114	5,9	dPA	0,3875	0,0285	13,6
d96	-1,2194	0,0653	-18,7	d96	-1,2884	0,0304	-42,4



Outra vez, como os municípios excluídos na base restrita são exatamente os de menor potencial agrícola de solos, poder-se-ia antecipar a redução relativa da importância dessa variável na regressão com a base ampliada.

Por fim, cabe observar o sinal negativo do coeficiente da variável área de pastagem natural (*hapastn*), significativo em ambas as regressões. Uma possível interpretação para esse resultado é que sendo a área do município determinada, um aumento dessa área resulta na redução de áreas utilizadas para outros fins não controlados pela especificação adotada (por exemplo, reflorestamento, silvicultura, extrativismo vegetal), tendo estas maior impacto sobre a produção agropecuária do que a primeira. O caso do coeficiente da área irrigada (*hairriga*) passa de positivo, mas não-significativo, na regressão com a base restrita, para negativo e significativo, na regressão com a base ampliada. Esse resultado pode ser ocasionado pelo efeito de adição do pequeno valor para se obter a base ampliada, uma vez que há um número mais significativo de municípios com zeros nessa variável.<sup>16</sup>

O coeficiente da variável investimento (*invest*) é altamente significativo em ambos os modelos, como também o são os parâmetros das *dummies* do Amazonas e do Pará (*dAM* e *dPA*, respectivamente) e do ano de 1996 (*d96*). Observe-se também que a magnitude dos parâmetros externos à função de produção é, tipicamente, inferior a 0,10 em módulo, o que é compatível com a magnitude do impacto esperado para esse tipo de variável.

A próxima classe de modelo a ser apresentada é a que utiliza uma especificação flexível. Aqui, adotam-se termos quadráticos e cruzados entre os principais insumos produtivos e também em relação ao custo de transporte. Esses termos são descritos na Tabela 2, estando todos na forma logarítmica.

Os resultados da estimação do modelo com forma funcional flexível são apresentados na Tabela 3, para a amostra ampliada. Destaque-se o aumento significativo do coeficiente de determinação do modelo, para 83%, indicando, desde já, a importância dos termos adicionados ao modelo. Esse fato também é demonstrado pela significância estatística da maioria dos coeficientes dos termos quadráticos e cruzados, destacando-se os quadráticos do custo de transporte (*mdual2*) e da área de lavoura temporária (*hat2*), em função da não-linearidade do comportamento da produção em relação a estas variáveis.

A grande vantagem do modelo flexível está em permitir o estudo da variação, no tempo e no espaço, das elasticidades da produção agrícola em relação às variáveis

16. Steve Helfand observa que há uma dupla contagem de terras na especificação, uma vez que a área irrigada já está contada como de lavoura de algum tipo. Testou-se a especificação dessa variável em termos percentuais, sem alteração nos resultados.

TABELA 2  
**TERMOS QUADRÁTICOS E CRUZADOS**

Sigla	Definição
pesshap	peçoal*halavp;
pesshat	peçoal*halavt;
pessdie	peçoal*diesel;
hapnp	hapastn*hapastp;
halppn	halavp*hapastn;
haltpn	halavt*hapastn;
halppp	halavp*hapastp;
haltpp	halavt*hapastp;
halpadb	halavp*adubo;
haltadb	halavt*adubo;
hairradb	hairriga*adubo;
diehat	diesel*halavt;
diehap	diesel*halavp;
dualhat	mdual*halavt;
dualhap	mdual*halavp;
dualhapp	mdual*hapastp;
dualhapn	mdual*hapastn;
dualpess	mdual*peçoal;
dualdie	mdual*diesel;
pess2	peçoal*peçoal;
hat2	halavt*halavt;
hap2	halavp*halavp;
invest2	Invest*invest
dualdr	mdual*dr
dualinv	mdual*invest

TABELA 3  
**RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO COM FORMA FUNCIONAL FLEXÍVEL**

Análise de variância			
Dados restritos	G.L.	Soma dos quadrados	Quadrado médio
Modelo	46	30.401	660,8966
Erro	19.665	4.078,781	0,20741
Total	19.711	34.480	
Erro médio	0,45543	$R^2$	0,8817
Média var. dep.	9,52656	$R^2$ ajustado	0,8814
Coefficiente de variação	4,7806	Estatística-F	3.186,38
Variável	Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t
Intercepto	1,8754	0,2436	7,7
halavp	-0,1210	0,0222	-5,5
halavt	-0,0441	0,0373	-1,2
hapastn	0,0984	0,0190	5,2
hapastp	-0,0086	0,0174	-0,5
hairriga	-0,0289	0,0020	-14,2
peessoal	0,5473	0,0463	11,8
diesel	0,2857	0,0141	20,3
trator	0,0166	0,0038	4,3
pickup	0,0560	0,0035	16,0
caminhao	0,0167	0,0033	5,1
colheita	0,0028	0,0021	1,3
adubo	0,1272	0,0109	11,7
invest	0,1890	0,0141	13,4
mdual	0,4748	0,0587	8,1
dr	0,1427	0,1101	1,3
net	-0,0110	0,0071	-1,5
aptidao	0,0018	0,0017	1,1

(continua)

(continuação)

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t
dAM	1,0469	0,0382	27,4
dPA	0,4373	0,0276	15,9
d96	-0,8989	0,0302	-29,8
pess2	0,0351	0,0047	7,5
hap2	0,0024	0,0006	3,8
hat2	0,0508	0,0017	30,0
mdual2	-0,0619	0,0045	-13,7
invest2	0,0149	0,0004	41,0
pesshap	-0,0012	0,0024	-0,5
pesshat	-0,1027	0,0053	-19,3
pessdie	-0,0127	0,0014	-8,9
diehat	0,0151	0,0010	15,1
diehap	0,0039	0,0006	6,8
dualhat	0,0456	0,0053	8,6
dualhap	0,0171	0,0031	5,5
dualpess	0,0226	0,0073	3,1
dualhapp	0,0035	0,0021	1,7
dualhapn	-0,0019	0,0023	-0,8
dualdie	-0,0340	0,0017	-19,6
dualdr	0,0207	0,0155	1,3
dualinv	-0,0289	0,0019	-15,0
hapnp	0,0071	0,0007	10,1
halppn	-0,0028	0,0009	-3,0
haltpn	-0,0175	0,0014	-12,8
halppp	-0,0013	0,0007	-1,7
haltpp	-0,0075	0,0012	-6,4
halpadb	0,0025	0,0008	3,3
haltadb	-0,0112	0,0013	-8,9
hairradb	0,0064	0,0004	17,0

relevantes. Aqui, a fórmula da elasticidade da produção agrícola em relação ao custo de transporte (elast) é detalhada a seguir, em que o prefixo 'c' indica o coeficiente da variável correspondente. Ressalte-se que essa elasticidade depende dos valores das diversas variáveis da fórmula, adquirindo assim um valor para cada município e para cada ano do painel.

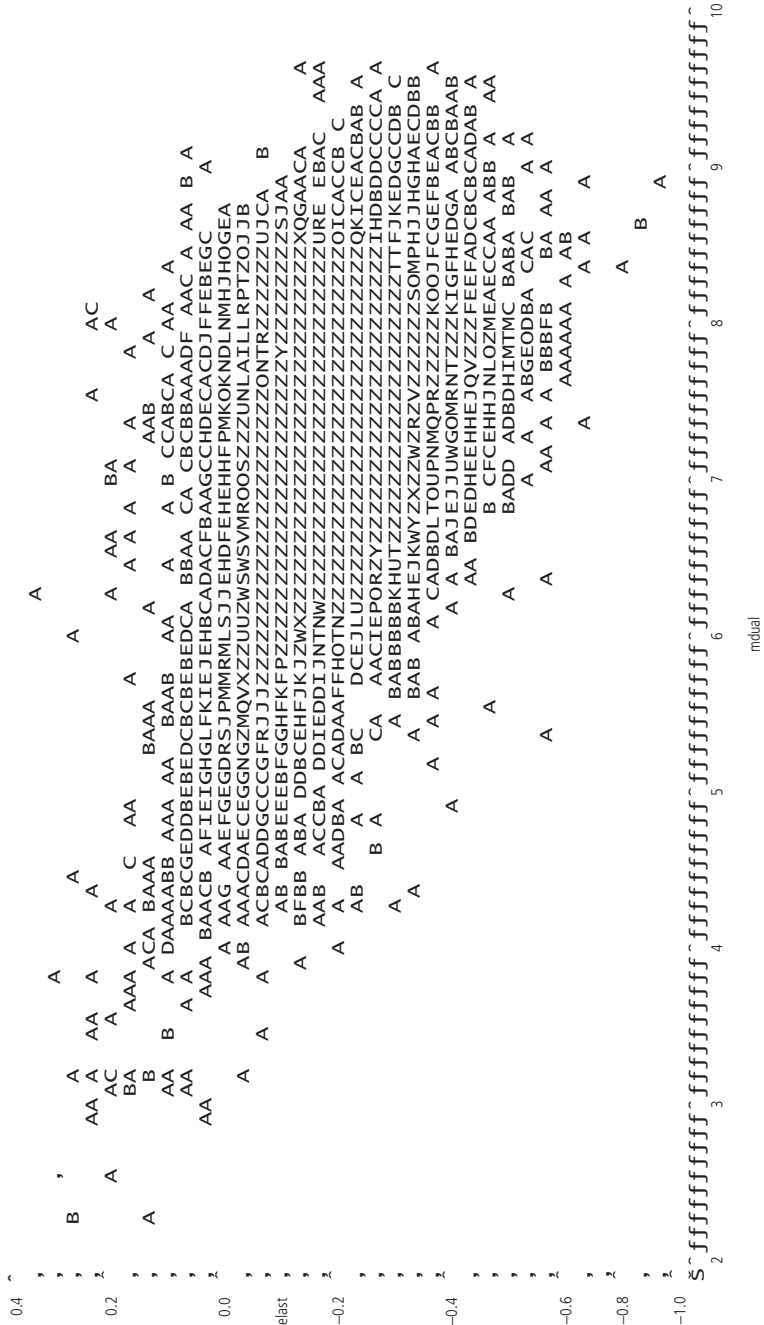
$$\begin{aligned} \text{elast} = & \text{cmdual} + 2 * \text{cmdual}^2 * \text{mdual} + \text{cdualhat} * \text{halavt} + \\ & ++ \text{cdualhap} * \text{halavp} + \text{cdualpess} * \text{pessoal} + \\ & + \text{cdualhapp} * \text{hapastp} + \text{cdualhapn} * \text{hapastn} + \\ & + \text{cdualdie} * \text{diesel} + \text{cdualdr} * \text{dr} + \text{cdualinv} * \text{invest} \end{aligned}$$

De maneira a visualizar mais claramente a variação dessa elasticidade, a figura a seguir mostra seu comportamento em relação ao custo de transporte (mdual), para as observações da amostra; e o Mapa 1 georreferenciado detalha, no tempo e no espaço dos municípios brasileiros, essa mesma variação. Observe-se que, em função do termo linear positivo, a elasticidade é positiva para os municípios situados mais próximos de São Paulo (pontos próximos à ordenada, na figura; e pontos de cor cinza-claro, no Mapa 1), reduzindo-se rapidamente e já tornando-se negativa para alguns municípios situados a 25km dessa capital  $\{\ln(\text{mdual})=3,2\}$ . A partir dessa distância, a elasticidade varia entre +0,2 e -0,6, mas com forte concentração entre 0,0 e -0,3. Há alguns municípios com elasticidades positivas próximas de 0,1, nas cercanias de capitais estaduais indicando, mais uma vez, o mesmo efeito assinalado para São Paulo (capital). O aumento da elasticidade com a distância de São Paulo também pode ser visto no Mapa 1, em que se destacam, em cor preta e cinza-escuro, os municípios que apresentam maior sensibilidade da produção agrícola ao custo de transporte. Esse efeito ocorre pela dominância do parâmetro do termo quadrático negativo ante o parâmetro do termo linear positivo, da variável mdual. O destaque, em termos regionais, é do Centro-Oeste, que apresenta elasticidades variando entre os pontos médios -0,10 e -0,50, dos intervalos do Mapa 1, para todos os municípios em todos os anos do painel.

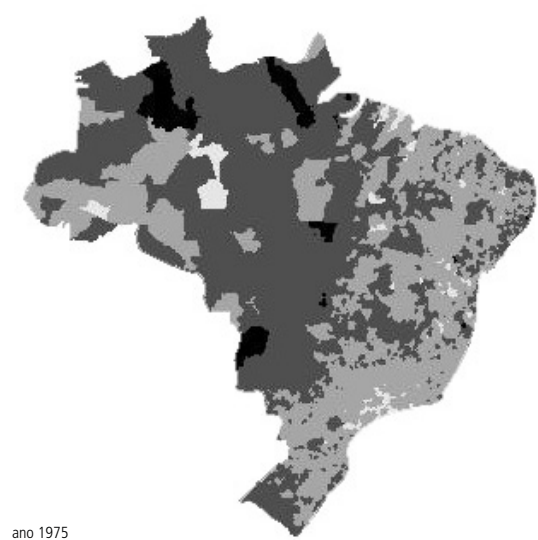
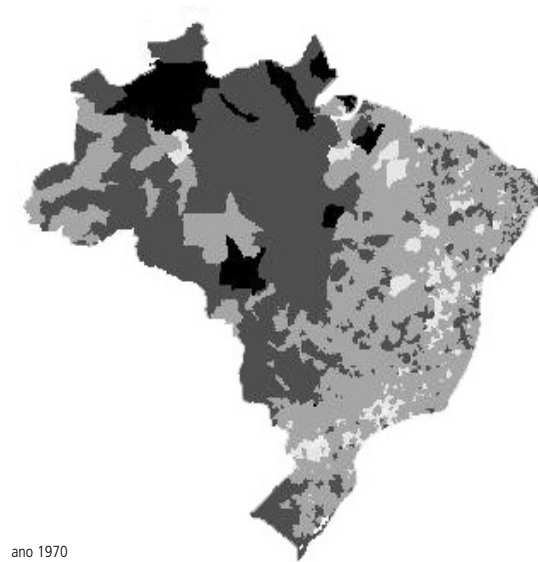
Observe-se também um aumento dessa sensibilidade ao longo do tempo, em particular em 1996. Possíveis explicações para esse fenômeno incluem mudanças no tipo de produção agrícola, capturados pelos termos cruzados das variáveis explicativas com a variável mdual, em especial os termos cruzados com as variáveis de consumo de óleo diesel e de investimento.

Na Tabela 4 são apresentados os resultados para uso do conceito alternativo de aptidão agrícola ampliado para o percentual de terras com aptidão regular ou

VALORES DA ELASTICIDADE DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA EM RELAÇÃO AO CUSTO DE TRANSPORTE INTER-REGIONAL (MDUAL)



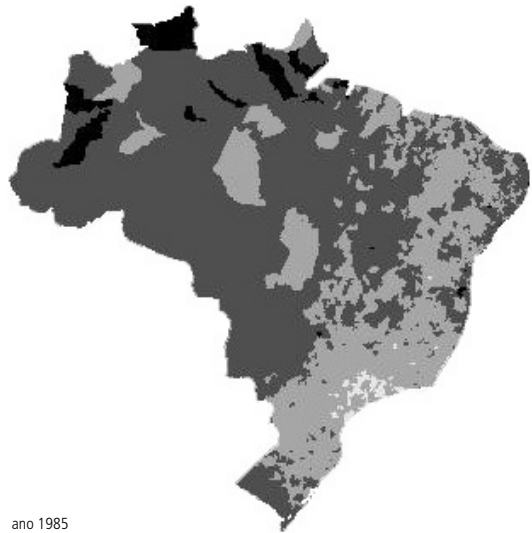
MAPA 1  
ELASTICIDADE DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA EM RELAÇÃO AO CUSTO DE TRANSPORTE (MDUAL)  
NOS ANOS DO PAINEL CENSITÁRIO



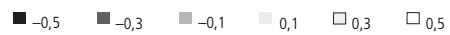
MAPA 1  
ELASTICIDADE DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA EM RELAÇÃO AO CUSTO DE TRANSPORTE (MDUAL)  
NOS ANOS DO PAINEL CENSITÁRIO (CONTINUAÇÃO)



ano 1980

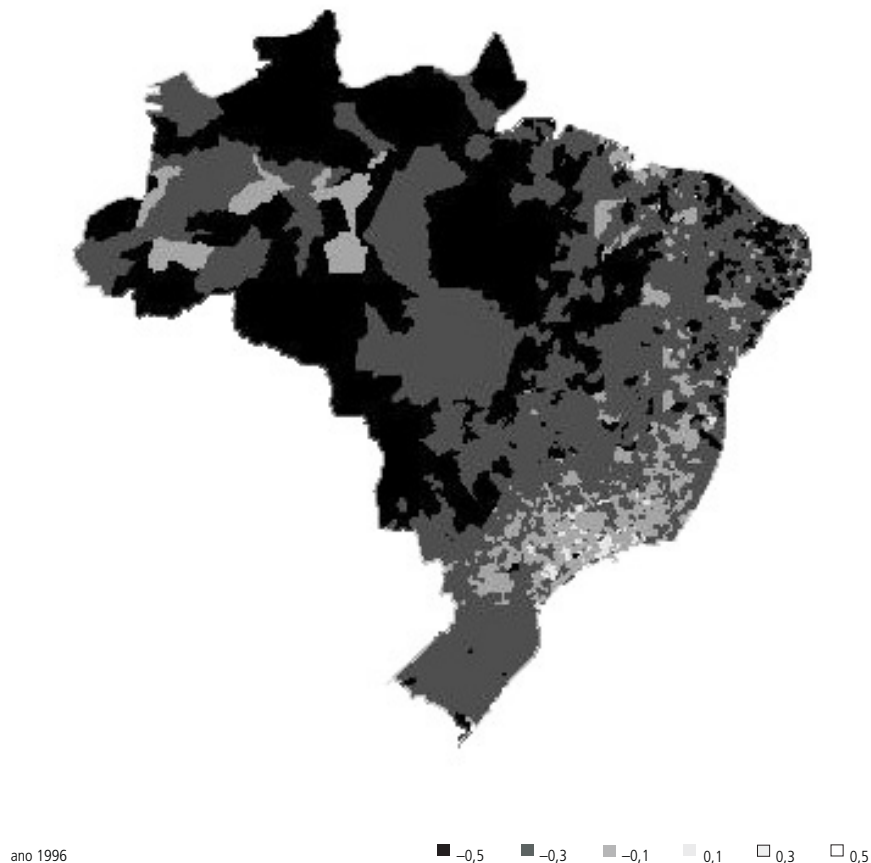


ano 1985





MAPA 1  
**ELASTICIDADE DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA EM RELAÇÃO AO CUSTO DE TRANSPORTE (MDUAL)**  
 NOS ANOS DO PAINEL CENSITÁRIO (CONCLUSÃO)



superior, nos níveis de manejo A, B e C (aptidao<sup>4</sup>). Nesse caso, utiliza-se uma combinação das classificações da Embrapa e do IBGE, de forma a complementar os dados para Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e Goiás. Com o conceito ampliado, observa-se um aumento do impacto da aptidão agrícola e da significância estatística do respectivo coeficiente. Há poucas alterações significativas nos parâmetros das demais variáveis.

Visando examinar um possível impacto da definição utilizada de valor da produção neste artigo, apresentam-se, na Tabela 5, os resultados para o painel tendo como variável dependente o valor da produção estimado a partir do produto das quantidades dos principais produtos produzidos pelos respectivos preços; este

TABELA 4  
**RESULTADOS PARA AS REGRESSÕES COM O CONCEITO AMPLIADO DE APTIDÃO**

Análise de variância			
Dados restritos	G.L.	Soma dos quadrados	Quadrado médio
Modelo	20	29.264	1.463,17816
Erro	19.691	5.216,4612	0,26492
Total	19.711	34.480	
Erro médio	0,5147	$R^2$	0,8487
Média var. dep.	9,52656	$R^2$ ajustado	0,8486
Coefficiente de variação	5,40279	Estatística-F	5.523,18
Estimativas variáveis	Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t
Intercepto	5,4912	0,0475	115,6
halavp	0,0201	0,0021	9,6
halavt	0,1243	0,0049	25,4
hapastn	-0,0117	0,0024	-5,0
hapastp	0,0281	0,0019	15,1
hairriga	-0,0040	0,0013	-3,1
peessoal	0,4210	0,0061	69,1
diesel	0,0974	0,0035	28,1
trator	0,0239	0,0043	5,6
pickup	0,0411	0,0037	11,0
caminhao	0,0182	0,0036	5,0
colheita	0,0125	0,0023	5,5
adubo	0,0739	0,0022	33,1
mdual	-0,1854	0,0071	-26,3
dr	0,3644	0,0159	22,9
net	-0,0243	0,0079	-3,1
aptidao4	0,0117	0,0026	4,6
invest	0,0748	0,0027	28,3
dAM	1,0660	0,0380	28,1
dPA	0,4047	0,0274	14,8
d96	-1,2621	0,0304	-41,5

TABELA 5  
**RESULTADOS PARA A REGRESSÃO COM A PRODUÇÃO AGRÍCOLA ESTIMADA**

Análise de variância			
Dados restritos	G.L.	Soma dos quadrados	Quadrado médio
Modelo	17	31.737	1.866,881
Erro	19.694	10.287	0,52235
Total	19.711	42.024	
Erro médio	0,72274	$R^2$	0,7552
Média var. dep.	14,71292	$R^2$ ajustado	0,755
Coefficiente de variação	4,91226	Estatística-F	3.574,02
Estimativas variáveis	Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t
Intercepto	8,0862	0,0660	122,5
halavp	0,0668	0,0029	22,8
halavt	0,3012	0,0065	46,6
hapastn	-0,0073	0,0033	-2,2
hapastp	0,0642	0,0026	25,1
hairriga	-0,0120	0,0018	-6,6
peessoal	0,3704	0,0085	43,8
diesel	0,0784	0,0048	16,4
trator	0,0259	0,0057	4,6
adubo	0,1035	0,0031	33,8
mdual	-0,1059	0,0093	-11,4
dr	0,0024	0,0220	0,1
net	-0,0480	0,0110	-4,4
aptidao	0,0114	0,0026	4,5
invest	0,0285	0,0037	7,8
dAM	0,2290	0,0530	4,3
dPA	-0,0499	0,0398	-1,3
d96	-0,1949	0,0424	-4,6

um vetor fixo para todos os municípios e anos censitários. Comparando-se os resultados com a regressão equivalente da Tabela 1, observa-se uma razoável perda de poder de explicação do modelo, bem como uma queda significativa do impacto do custo de transporte e, particularmente, da densidade rodoviária e da significância estatística desse último parâmetro. Uma possível explicação para esse resultado pode ser a não consideração no cálculo do valor da produção de itens, tais como: hortaliças, frutas mais sofisticadas, leite, cuja produção pode estar mais concentrada em regiões relativamente mais bem servidas de infra-estrutura rodoviária.

#### **4 AS RELAÇÕES DE COMPLEMENTARIDADE E SUBSTITUIBILIDADE COM TRANSPORTE**

Nesta seção, aprofunda-se o estudo da relação entre o insumo transporte e os demais insumos na produção agrícola, conforme sugerido na Seção 2. Cabe inicialmente destacar que uma das principais motivações para o desenvolvimento e a adoção de formas funcionais flexíveis, em estudos de produção, é que essas funções permitem o cálculo de elasticidades de substituição entre os insumos que dispensam as hipóteses de mercados neoclássicos, exigidas pelas elasticidades de substituição parcial de Allen [Chambers (1988)]. No caso da especificação Cobb-Douglas, as elasticidades de substituição entre os vários insumos são constantes e iguais à unidade. Nesse caso, por exemplo, o aumento no estoque de capital aumenta, por hipótese, a produtividade média e marginal dos demais insumos. Mais ainda, a possibilidade de que os insumos sejam complementares (por exemplo, infra-estrutura de transporte e equipamentos das empresas agrícolas) não é possível nessa especificação. Outra hipótese subjacente é de que os insumos são todos variáveis, quando, em alguns casos, é mais razoável supor que alguns fatores sejam fixos no curto prazo [Hakfoort (1996)].

Esses aspectos são de fundamental importância para a correta identificação das fontes de crescimento do produto e da produtividade no setor agrícola. Ressalte-se a primeira função de produção empírica estimada para a agricultura, na linha dos estudos de função de produção industrial iniciados por Cobb e Douglas, em 1928, que se atribui a Heady (1946). Este derivou funções de produção para 738 firmas agrícolas de Iowa, nos Estados Unidos. Os insumos eram terra, trabalho, potência e equipamento, rebanho e despesas operacionais. O produto era o valor da produção em dólar, somando-se produção agrícola e pecuária. As limitações aqui apontadas incluíam a agregação de insumos, mensuração de trabalho disponível e não o efetivamente utilizado, ausência de especificação do insumo gerenciamento e a forma funcional.

Outra motivação para a busca de alternativas para os problemas trazidos pela especificação funcional do tipo Cobb-Douglas foi a observação empírica de que o valor adicionado por unidade de trabalho, numa determinada indústria, varia en-

tre países em função da taxa de salário [Arrow, Chenery e Solow (1961, p. 225)]. Esse resultado apresenta implicações para a distribuição funcional da renda e para as intensidades relativas de uso dos fatores de produção, nos diferentes níveis de preços relativos, em função da variação do grau de substituíbilidade entre os fatores de produção [Boisvert (1982)]. Essas motivações, somadas às limitações de estimação das funções tipo CES, levaram, pelo menos em parte, ao uso das formas funcionais flexíveis tipo transcendental logarítmica-translog [Christensen, Jorgenson e Lau (1972)], e Leontief generalizada [Diewart (1971)].

Outra razão para a busca de relações funcionais que permitissem estimar o grau de substituíbilidade entre fatores foi a rápida mudança de preços relativos ocorrida a partir de 1970, instaurada, entre outros, pela escalada do preço internacional do petróleo e, posteriormente, dos juros. O desenvolvimento de políticas para a alocação de recursos naturais exige o conhecimento da intensidade de uso destes, para os vários níveis de preços relativos, bem como a consideração formal destes e outros insumos além dos tradicionais fatores capital e trabalho [Boisvert (1982)].

Adotou-se o conceito da elasticidade de substituição direta,  $e_{ij}$ , definida como a elasticidade da razão do nível de utilização de dois insumos em relação à respectiva taxa marginal de substituição técnica entre esses dois insumos; no caso, generalizada para uma função de produção com mais de dois insumos.<sup>17</sup>

$$e_{ij} = d(X_j / X_i) / d(f_i / f_j) * (f_i / f_j) / (X_j / X_i)$$

A derivação algébrica dessa elasticidade para o caso da translog é muito complexa e talvez explique o pouco uso dessa relação nos trabalhos empíricos.<sup>18</sup> As fórmulas para o caso dessas elasticidades revelam sua dependência dos parâmetros relativos aos termos  $X_j$  e  $X_i$  da função translog, assim como do nível de utilização de todos os insumos.

O valor dessas elasticidades pode variar de menos a mais infinito, sendo os casos mais conhecidos os das funções dos tipos Leontief (ausência de possibilidade de substituição entre insumos,  $e_{ij} = 0$ ), Cobb-Douglas (elasticidade de substituição constante e unitária,  $e_{ij} = 1$ ; insumos necessariamente substitutos) e linear (perfeita substituíbilidade entre insumos,  $e_{ij} = +\infty$ ). No caso estudado, o fator de produção transporte está sendo representado pelo custo do transporte inter-regional (mdual), ou seja, por uma medida que varia no sentido inverso de um fator de produção

17. Ver Hicks (1963), Sato e Koizumi (1973), e Chambers (1988); na notação de Chambers,  $f_i$  é a produtividade marginal da função de produção em relação ao insumo  $i$ .

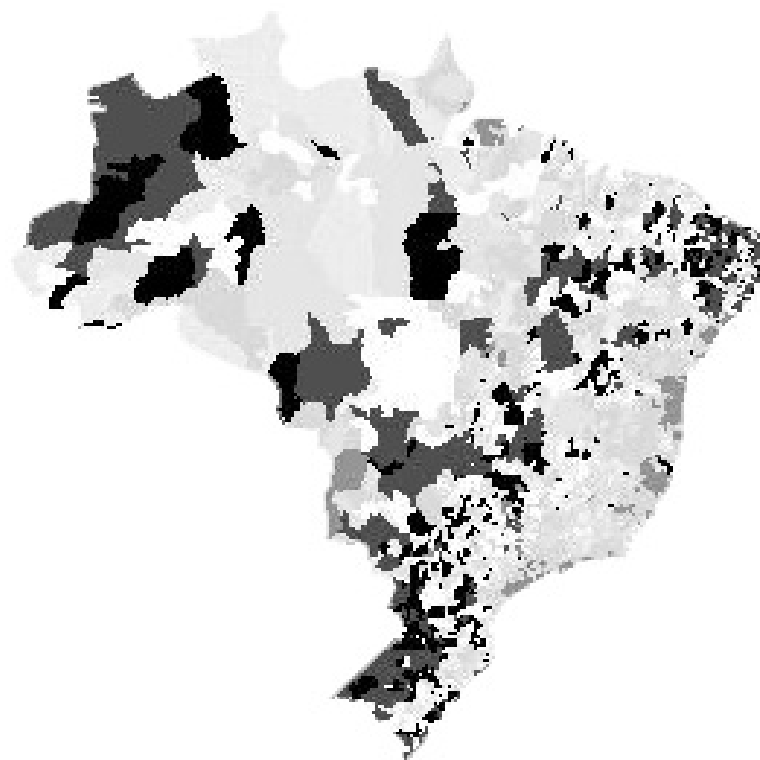
18. Para a derivação completa no caso da translog, os interessados devem procurar o trabalho de Boisvert (1982).

usual. Assim sendo, os sinais que indicam relações de substituição ou complementaridade se invertem.

De modo a examinar as elasticidades de substituição entre o custo de transporte e outros fatores representativos, foram selecionadas as variáveis área de lavouras temporárias, pessoal e diesel. O primeiro, por ser endógeno, deverá apresentar um comportamento mais “selvagem”, na medida em que é o veículo de decisões de substituição via tipo de produto estimuladas pela maior ou menor oferta de serviços de transporte; os dois seguintes são fatores tradicionais.

Para melhor visualização dos resultados, estes são apresentados nos Mapas 2, 3 e 4, e permitem discriminar as regiões que apresentam relações de substituição

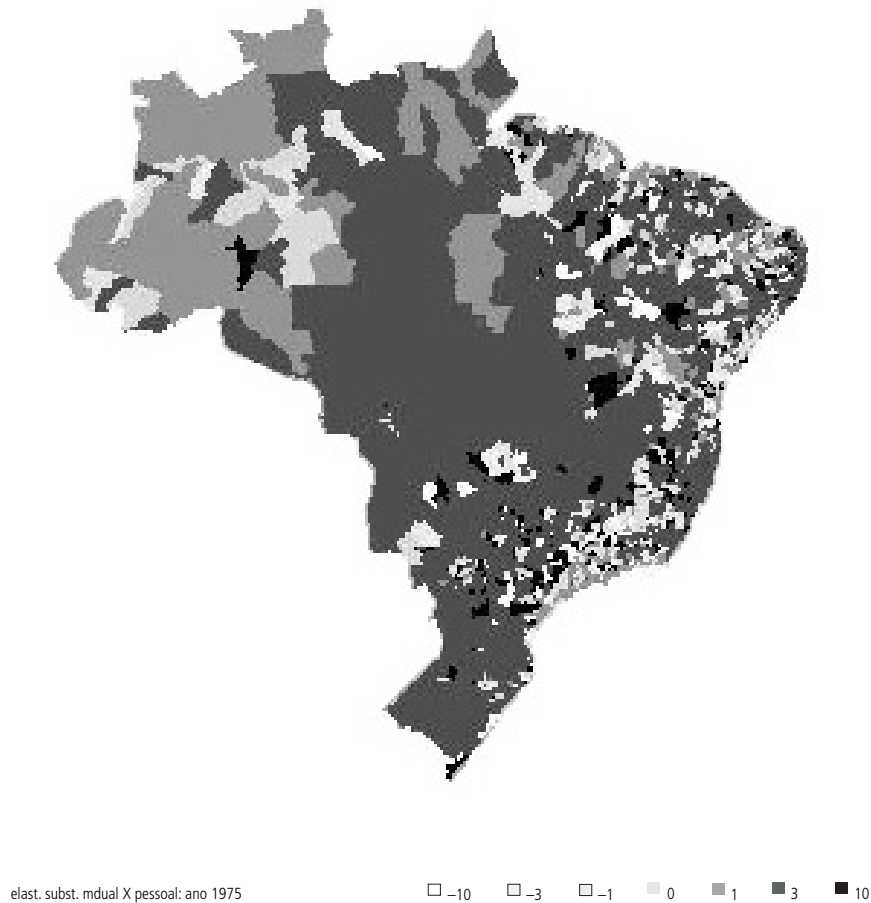
MAPA 2  
ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE TRANSPORTE (CUSTO) E ÁREAS DE LAVOURAS  
TEMPORÁRIAS (EDUALHAT)



elast. subst. mdual X lav temp.: ano 1996

□ -10 □ -3 □ -1 □ 0 □ 1 □ 3 □ 10

MAPA 3  
ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE TRANSPORTE (CUSTO) E PESSOAL (EDUALPES)



ou complementaridade, assim como a magnitude dos resultados, para anos selecionados.<sup>19</sup>

No Mapa 2, mostra-se a elasticidade de substituição entre o custo de transporte inter-regional e a área de lavoura temporária. Observe-se que as magnitudes que prevalecem têm os pontos médios dos seus intervalos entre -10 (substituição) e 10 (complementaridade), com grande concentração regional. As regiões que apresentam relações predominantemente de complementaridade são aquelas em

19. Não há variação significativa do padrão dos mapas de cada elasticidade nos anos do painel. Os mapas foram gerados no módulo de georreferenciamento do SAS-GIS®, versão Aco 8.1, do SAS Institute.

MAPA 4  
ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE TRANSPORTE (CUSTO) E DIESEL (EDUALDIE)

elast. subst. mdual X diesel: ano 1985

□ -10 □ -3 □ -1 □ 0 □ 1 □ 3 □ 10

que também há concentração de culturas de lavoura temporária. Quer dizer, nessas áreas uma redução relativa do custo de transporte induz um aumento relativo da produtividade marginal da área dedicada a lavouras temporárias. Nas demais, a relação é de substituição.

No Mapa 3 mostra-se a elasticidade de substituição entre o custo de transporte inter-regional e pessoal ocupado. Observe-se que as magnitudes bem mais contidas, prevalecendo pontos médios dos seus intervalos entre 0 e 1 (complementaridade), com abrangência nacional. Nesse caso, a redução relativa do custo de transporte leva a um aumento relativo da produtividade marginal do pessoal ocupado.



No Mapa 4 mostra-se a elasticidade de substituição entre o custo de transporte inter-regional e consumo de diesel. Observe-se que as magnitudes são ainda mais contidas, prevalecendo o ponto médio do intervalo igual a 1 (complementaridade), também com abrangência nacional. Também aqui, a redução relativa do custo de transporte induz um aumento relativo da produtividade marginal do consumo de diesel, *caeteris paribus*. Até o ponto em que o consumo de diesel indica a intensidade de uso de insumos modernos na produção agrícola, o resultado de complementaridade revela a relação positiva entre a disponibilidade desses serviços e a produtividade do setor.

## 5 CONCLUSÃO

Os resultados alcançados permitiram avaliar a interdependência entre os transportes e a produção agropecuária, e os mecanismos pelos quais as reduções de custo de transporte se traduzem em crescimento dessa produção.

Destaque-se, a princípio, o poder de explicação dos modelos, cerca de 85% da variância total (em logaritmo), que certamente está num patamar superior quando comparado a modelos estimados dados em *cross-section* ou painel. Em relação aos parâmetros estimados para os insumos tradicionais e modernos, observa-se, inicialmente, para os efeitos do fator terra desagregado por tipo de uso, coeficientes significativos e estáveis, destacando-se o sinal negativo para o parâmetro da variável pastagens naturais. No mesmo sentido, notam-se parâmetros para os efeitos do fator pessoal ocupado muito significativos e estáveis; ressaltando-se a magnitude desses coeficientes ante os demais. Destaquem-se ainda os parâmetros para os efeitos do fator equipamento e consumo de diesel igualmente significativos, bem como para o efeito do insumo adubos e fertilizantes.

No caso do impacto do transporte na produção, observaram-se parâmetros significativos, em particular a importância relativa da densidade rodoviária e, em menor grau, o fato de o município estar ou não na malha rodoviária básica, conforme indicado pela *dummy* respectiva. O parâmetro para o efeito do fator distância econômica de transporte surge com sinal esperado e significativo, na especificação Cobb-Douglas. Na especificação flexível, o termo linear tem sinal positivo e o quadrático negativo, talvez capturando um impacto positivo sobre a produção de uma certa distância de São Paulo propiciado por preços de terra menores e escala de produção maiores; e o parâmetro do termo quadrático negativo e significativo mostra que o efeito do custo de transporte se torna rapidamente negativo a partir de uma dada distância, apresentando esse sinal para a maioria dos municípios da amostra, em todos os anos censitários.

A magnitude das elasticidades da produção em relação às variáveis de transporte indicam um efeito significativo que aumenta à medida que o município está mais distante dos grandes centros da região Sudeste. Mais ainda, ao que os resultados indicam, esse efeito não vem se reduzindo nos anos mais recentes do painel.

As relações de complementaridade encontradas entre o custo inter-regional de transporte e a área de lavouras temporárias, pessoal ocupado e o consumo de diesel reforçam a tese de que diferentes níveis de serviços públicos afetem de forma também diferenciada a produtividade dos demais fatores de produção. Nesse caso, os resultados apontam para a existência de ganhos de produtividade que podem ser eventualmente apropriados pela atividade agrícola, por meio da melhor oferta de serviços de transporte. Ressalte-se também que esses ganhos são amplificados nas regiões de expansão mais recente.

No caso dos cerrados brasileiros, reconhece-se que parte da dinâmica observada foi e é explicada por outros fatores e políticas governamentais, tais como: o crédito para produção e comercialização agrícola, políticas de preços mínimos, principalmente durante as décadas de 1970 ou 1980, e investimentos na pesquisa agrícola e a disseminação de novas tecnologias, principalmente a partir da criação da Embrapa, que foram particularmente importantes para a agricultura dessa região.

As extensões desejáveis deste estudo incluem a complementação da malha de transporte considerada, de modo a incluir os modais ferroviário e hidroviário, bem como a estrutura de armazenagem e outros serviços logísticos. Outra extensão interessante seria a ampliação da base de dados para o período anterior a 1970. Nesse caso, as dificuldades inerentes à estruturação de áreas geográficas mínimas comparáveis seriam compensadas pela riqueza de variância trazida pelos novos dados. A abordagem estatística aqui adotada pode também ser refinada de muitas formas, destacando-se a exploração das relações de vizinhança espacial e encadeamento temporal dos dados do painel.

#### BIBLIOGRAFIA

- ARROW, K. H., CHENERY, B., SOLOW, R. M. Capital-labor substitution and economic efficiency. *The Review of Economics and Statistics*, v. 43, 1961.
- BARRO, R. Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, 1990.
- BARRO, R., SALA-I-MARTIN, X. Public finance in models of economic growth. *Review of Economic Studies*, v. 59, 1992.
- BAUMOL, W., VINOD, H. An inventory-theoretic model of freight transport demand. *Management Science*, v. 16, n. 7, p. 413-421, Mar. 1970.

- BIEHL, D. Equipements collectifs, développement économique, croissance et plein emploi. In: TERNY, G., PRUD'HOMME, R. *Le financement des équipements publics de demain*. Paris: Economica, 1986.
- BINSWANGER, H. P. *et alii*. On the determinants of cross-country aggregate agricultural supply. *Journal of Econometrics*, v. 36, p. 111-131, 1987.
- BOISVERT, R. The translog production function, its properties, its several interpretations, and estimation problems. *Agricultural Economics Research*, p. 82-128, Sep. 1982.
- CANNING, D. *Infrastructure's contribution to aggregate output*. Washington, D.C.: World Bank Policy Research, 1999 (Working Paper, 2.246).
- CASTRO, N. Substituição entre modo de transporte e armazenagem e suas implicações. *Revista Brasileira de Armazenamento*, Viçosa, v. 9-10, n. 1-2, p. 24-28, jun./dez. 1984.
- CHAMBERS, R. *Applied production analysis*. New York: Cambridge University Press, 1988.
- CHRISTENSEN, L., JORGENSEN, D., LAU, L. Transcendental logarithmic production frontiers. *The Review of Economics Statistics*, v. 54, 1972.
- COBB, C., DOUGLAS, D. A theory of production. *American Economic Review*, v. 18, Mar. 1928 (supplement).
- COSTA, J., ELLSON, R., MARTIN, R. Public capital, regional output and development: some empirical evidence. *Journal of Regional Science*, v. 27, 1987.
- DIEWART, W. An application of the Shephard duality theorem: a generalized Leontief production function. *Journal of Political Economy*, v. 79, n. 2, p. 481-507, May/June 1971.
- DINIZ, C. *Capitalismo, recursos naturais e espaço*. Campinas: Universidade de Campinas, 1987 (Tese de Doutorado).
- DUNN, E. S. *The location of agricultural production*. Gainesville, F. L.: University of Florida Press, 1954.
- FAN, S. Effects of technological change and institutional reform on production growth in chinese agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, p. 266-275, 1991.
- FLEISCHER, B., LIU, Y. Economies of scale, plot size, human capital and productivity in chinese agriculture. *Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 32, 1992.
- FLOWERDEW, R., AITKIN, M. A method of fitting the gravity model based on the poisson distribution. *Journal of Regional Science*, New York, v. 22, p. 190-202, 1982.
- FRISCH, R. *Lois techniques et économiques de la production*. Paris: Dunod, 1963.
- HAKFOORT, J. Public capital, private sector productivity and economic growth: a macroeconomic perspective. In: BATTEN, D., KARLSSON, C. (orgs.). *Infrastructure and the complexity of economic development*. Berlim: Springer, 1996.
- HEADY, E. O. Production functions from a random sample of farms. *Journal of Farm Economics*, v. 28, n. 4, p. 989-1.004, 1946.
- HICKS, J. R. *The theory of wages*. 2<sup>nd</sup> ed. Londres: Macmillan, 1963.
- IBGE. *Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995, 1996*. Rio de Janeiro, 1970, 1979, 1984, 1991 e 1998.

- IPEA. *Expansão agrícola nos cerrados: o papel das políticas de preços, de crédito rural e de transportes*. Brasília, 2001 (Relatório Rede-IPEA).
- ISARD, W. *Location and space-economy: the regional science studies series*. Cambridge, MA: MIT Press, v. 1, 1956.
- KESSIDES, C. A review of infrastructure's impact on economic development. In: BATTEN, D., KARLSSON, C. (orgs.). *Infrastructure and the complexity of economic development*. Berlin: Springer, 1996.
- LIN, J. Rural reforms and agricultural growth in China. *American Economic Review*, v. 82, n. 1, Mar. 1992.
- McGUIRE, T. *Highways and macroeconomics productivity: phase II*. Washington, D.C.: Federal Highway Administration (FHWA), 1992 (DOT Report).
- McMILLAN, J., WHALLEY, J., ZHU, L. The impacts of China's reforms on agricultural productivity growth. *Journal of Political Economy*, v. 97, p. 781-808, 1989.
- PRUD'HOMME, R. Assessing the role of infrastructure in France by means of regionally estimated production functions. In: BATTEN, D., KARLSSON, C. (orgs.). *Infrastructure and the complexity of economic development*. Berlin: Springer, 1996.
- RATNER, S. *et alii*. *The evolution of the American economy: growth, welfare and decision making*. Nova York: Basic Books, 1979.
- ROSTOW, W. W. *Etapas do desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro: Zahar, 1961.
- SATO, R., KOIZUMI, T. On the elasticity of substitution and complementarity. *Oxford Economic Papers*, v. 25, 1973.
- SCHUMPETER, J. A. *Business cycles*. Nova York: McGraw-Hill, 1961.
- SPRIGGS, J. Benefit-cost analysis of surfaced roads in eastern rice region of India. *American Journal of Agricultural Economics*, May 1977.
- THEIL, H. *A system-wide approach to microeconomics*. Chicago: The University of Chicago Press, 1980.
- WANG, J., WAILES, E., CRAMER, G. A shadow-price frontier measurement of profit efficiency in chinese agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, p. 146-156, 1996.

## OS DETERMINANTES DA EFICIÊNCIA TÉCNICA NO CENTRO-OESTE BRASILEIRO\*

Steven M. Helfand

### 1 INTRODUÇÃO

A maioria dos estudos de produtividade agrícola nos países em desenvolvimento fortalece a idéia de que existe uma relação inversa entre produtividade e tamanho da propriedade.<sup>1</sup> Se estiverem corretos, a reforma agrária poderia contribuir para melhorar tanto a equidade quanto a eficiência na agricultura. A maior parte desses estudos, entretanto, está baseada em medidas parciais de produtividade, tais como o rendimento, que se mostram tendenciosas em favor dos pequenos produtores. Em compensação, a relação inversa poderia ser menos pronunciada, ou até mesmo revertida, se uma medida de produtividade total dos fatores (PTF) fosse utilizada. Também tem sido sugerido que a relação inversa pode ser enfraquecida numa região caracterizada por rápida modernização. Este artigo explora a relação entre o tamanho da propriedade e a eficiência técnica exatamente nesse tipo de conjuntura. O Centro-Oeste é a região brasileira onde a produção e a PTF têm maior crescimento desde 1970. Também é uma região caracterizada por fazendas excepcionalmente grandes: o tamanho médio da fazenda no Centro-Oeste é cerca de seis vezes a média nacional.<sup>2</sup>

Este estudo visa também estender a literatura brasileira recente sobre o crescimento da PTF na agricultura para uma análise dos determinantes da produtividade. Isto é feito de duas formas: primeiro, os estudos mais recentes têm se limitado à mensuração da PTF. Apenas um procurou analisar os determinantes da PTF

---

\* Agradeço aos participantes dos seminários do Nemesis as valiosas sugestões, ao IBGE e ao IPEA o acesso aos dados censitários, e a Adriano M. R. Figueiredo a tradução.

1. Ver Berry e Cline (1979) para uma das primeiras contribuições para esta literatura, e Barrett (1996) para uma análise mais recente.  
2. Gasques e Conceição (2001) e Vicente, Anfalos e Caser (2001) estimaram taxas anuais de crescimento da PTF para o Centro-Oeste, no intervalo entre 4% e 5% para o período 1970-1995, ou cerca do dobro da média nacional. Em relação ao tamanho da propriedade, enquanto a classe mediana do tamanho da propriedade e a média do tamanho da propriedade para o Brasil como um todo em 1995 eram 10-20 e 73 ha, respectivamente, no Centro-Oeste estas eram 50-100 e 448 ha.

num arcabouço econométrico (ver Vicente, Anefalos e Caser no Capítulo 9 deste volume).<sup>3</sup> É desenvolvido aqui um modelo econométrico que usa uma medida de eficiência técnica como variável dependente, e procura identificar os seus determinantes usando um conjunto de variáveis explanatórias que inclui tamanho da propriedade, condição do produtor, composição do produto, acesso a instituições, e indicadores de tecnologia e uso de insumos. Segundo, estudos prévios têm sido baseados em dados em nível nacional ou de estado. Estes têm oferecido uma primeira aproximação da mudança na produtividade em décadas passadas. O setor agrícola brasileiro, entretanto, é extremamente heterogêneo para se satisfazer com estudos conduzidos neste nível. Foram utilizados aqui dados de 426 municípios, distribuídos em 15 estratos de área e para quatro tipos de condição do produtor. Isto fornece um rico conjunto de dados para estudar os determinantes de eficiência.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na Seção 2, são apresentados os resultados da literatura recente em PTF e identificadas as áreas para aperfeiçoamento e extensão. A Seção 3 apresenta a metodologia de Análise de Envoltória de Dados (DEA), que é utilizada para estimar a eficiência técnica. A Seção 4 descreve os dados e a construção das variáveis. A Seção 5 analisa os resultados empíricos e a Seção 6 fornece as conclusões.

## 2 A LITERATURA BRASILEIRA RECENTE EM PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES

Grandes modificações políticas aconteceram no Brasil no final da década de 1980 e começo da de 1990, na medida em que a estratégia de industrialização substituindo importações foi abandonada e o país adotou uma estratégia de desenvolvimento mais aberta, baseada no mercado [Helfand e Rezende (2001)]. A reforma de políticas parece ter apresentado impactos positivos e negativos no setor agrícola. Vários dos mais importantes resultados positivos incluíram a queda dos preços de alimentos nos anos 1990, que contribuíram para reduzir a pobreza, o aperfeiçoamento na alocação de recursos no setor causado por preços menos distorcidos e um potencial aumento de produtividade. Este último ponto levou a um contínuo crescimento do corpo de trabalho sobre a evolução da PTF no setor agrícola durante as últimas décadas.

Estudos recentes de maior importância sobre PTF incluem Gasques e Conceição (1997 e 2001); Bonelli e Fonseca (1998); Barros (1999); Vicente, Anefalos e Caser (2001) e no Capítulo 9 deste volume. Os artigos diferiram em vários aspectos, incluindo: *a*) estudos em nível nacional *versus* estadual; *b*) mensuração

3. Um grande benefício foi a leitura do capítulo de Vicente, Anefalos e Caser (2003), e o autor reconhece que aquele trabalho foi escrito antes deste.

da PTF por contabilidade de crescimento *versus* métodos de números índices; *c*) inclusão ou exclusão de animais; *d*) como o capital é mensurado; *e*) fontes de dados e construção de variáveis; e *f*) foco na mensuração *versus* explicação dos determinantes do crescimento da PTF. Apesar dessas diferenças, há um consenso — pelo menos nos resultados qualitativos — que tem surgido destes estudos. Os resultados mais importantes são resumidos a seguir.

Primeiro, houve considerável crescimento da PTF durante esse período. Barros estima taxas de crescimento entre 1% e 1,6% a.a. no período 1975-1995, enquanto Gasques e Conceição (2001) e Vicente, Anefalos e Caser (2001) estimam um crescimento substancialmente maior da PTF, em média 2,3% e 2,8%, respectivamente, no período 1970-1995. Segundo, enquanto Bonelli e Fonseca sugeriram que o crescimento nacional da PTF foi muito mais rápido desde a metade da década de 1980, correspondendo ao período da reforma de políticas, outros estudos mostram resultados diversos, não havendo grandes diferenças entre os períodos. Terceiro, uma parcela substancial do crescimento no produto pode ser atribuída ao crescimento da PTF, mas não é claro exatamente quanto. Barros estima que a contribuição da PTF no crescimento do produto foi de aproximadamente 1/3, enquanto Gasques e Conceição (2001) concordam com essa estimativa para os anos 1970, mas sugerem que o crescimento da PTF explica 100% do crescimento do produto no período 1985-1995.<sup>4</sup> Finalmente, o Centro-Oeste tem sido a região mais dinâmica do país. Tanto Gasques e Conceição (2001) como Vicente, Anefalos e Caser (2001) estimam as taxas de crescimento da PTF na vizinhança de 4% a 5% a.a. para 1970-1995. Ambos os estudos também mostram um aumento substancial no crescimento da PTF na segunda metade do período, sugerindo que as reformas de políticas no final da década de 1980 podem ter apresentado o maior impacto nesta região.

Essa discussão tem demonstrado considerável progresso na área de mensuração da produtividade durante os últimos anos. Como pode o conhecimento sobre crescimento da PTF na agricultura brasileira ser aperfeiçoado e quais as direções mais promissoras para pesquisa futura? É possível identificar pelo menos três direções para estender a literatura existente. Estas se relacionam a: *a*) nível de agregação destes estudos; *b*) decomposição da mudança da PTF em vários componentes; e *c*) análise econométrica das diferenças na PTF no espaço, tempo e condições dos produtores, com variáveis explanatórias relevantes para a política. Cada uma delas é abordada a seguir.

4. É possível que problemas do Censo de 1995-1996 tenham contribuído para superestimar este resultado. Ver Helfand e Brunstein (2001) e nos Capítulos 12 e 13 deste volume sobre problemas no censo.

Primeiro, os estudos de crescimento da PTF que utilizam dados em nível estadual ou nacional têm oferecido uma primeira aproximação valiosa para a mudança da produtividade nas várias décadas passadas. O setor agrícola brasileiro, entretanto, é muito heterogêneo para se estar satisfeito com estudos conduzidos com dados nestes níveis. Parece ter havido diferença substancial no crescimento da PTF entre os tamanhos de propriedades, condições dos produtores e municípios, mesmo dentro de um determinado estado. Portanto, a primeira estratégia para aperfeiçoamento seria reduzir a unidade de análise.

Segundo, existe um crescente corpo teórico sobre funções de fronteira de produção, sejam paramétricas ou estocásticas [Kumbhakar e Lovell (2000)], ou não-paramétrica e determinística [Färe, Grosskopf e Lovell (1994)], que permite estimar o crescimento da PTF e decompô-la em mudança tecnológica, mudança na eficiência e mudança na escala, entre outras. Estes componentes de mudança na produtividade têm diferentes implicações para políticas públicas, tornando sua identificação uma fonte de informação potencialmente valiosa para os formuladores de políticas. Por questões explicadas posteriormente, a análise empírica, neste artigo, baseia-se numa abordagem não-paramétrica e determinística — a DEA. Fulginiti e Perrin (1997), entre outros, utilizaram esta abordagem para estudar a mudança na produtividade agrícola em 18 países em desenvolvimento (entre 1961 e 1985), e Wu *et alii* (2001) aplicaram a metodologia aos dados agrícolas em níveis provinciais na China (entre 1980 e 1995).

Finalmente, uma vez obtidas as estimativas do crescimento da PTF entre municípios, tamanhos de propriedades e condições dos produtores, e então decompostas em mudanças tecnológicas, de eficiência e de escala, pode-se analisar os determinantes dessas diferenças em um arcabouço econométrico ao estilo de Vicente, Anfalos e Caser, Capítulo 9 deste volume. Isto forneceria uma explicação do crescimento da PTF em um nível de desagregação bastante compreensível e poderia contribuir para uma escolha bem informada entre as políticas alternativas — educação, pesquisa, extensão, irrigação, criação de infra-estrutura etc. — para estimular os ganhos em produtividade. Esta é a direção de pesquisas futuras. Neste artigo, entretanto, restringe-se a atenção à eficiência técnica de produção num único ano agrícola (1995-1996). Portanto, são focados os determinantes da eficiência entre os tamanhos das propriedades, condições dos produtores e espaço geográfico. A análise é limitada a um único ano porque ainda não se têm todos os dados necessários para conduzir a análise temporal.



### 3 METODOLOGIA

A DEA é utilizada aqui para calcular a eficiência técnica [Färe, Grosskopf e Lovell (1994)]. Eficiência é definida, em um sentido relativo, como a distância entre combinações observadas de insumo-produto e uma fronteira com a melhor combinação. A DEA é uma entre várias técnicas que podem ser utilizadas para o cálculo de uma fronteira de produção de melhor prática [Coelli, Rao e Battese (1999)]. Cada método tem seus méritos relativos. A DEA utiliza técnicas de programação linear para calcular uma fronteira com segmentos lineares. Uma vantagem importante do método é ser não-paramétrico. Uma segunda vantagem da DEA é poder acomodar múltiplos produtos e fatores. Uma desvantagem da DEA é não ser um método estocástico que permite erros de mensuração e de outros tipos. Em anos recentes, o método de fronteira estocástica também tem ganhado popularidade [Kumbhakar e Lovell (2000)]. Sua principal vantagem sobre a DEA é o fato de ser um método econométrico que inclui um erro aleatório. A necessidade de se especificar uma forma funcional e a dificuldade de trabalhar com mais de um produto e/ou um número grande de fatores são suas desvantagens. No presente contexto, em que se trabalha com dados espaciais de 426 municípios, a DEA é preferível em relação a um método de fronteira estocástica. A teoria econométrica ainda deve ser desenvolvida para incorporar a correlação espacial em um modelo de fronteira estocástica.

Funções de distância são utilizadas para caracterizar a fronteira tecnológica de produção com múltiplos insumos e múltiplos produtos e a distância proporcional de cada observação em relação à fronteira. Para definir uma função distância utiliza-se a seguinte notação: o conjunto de possibilidades de produção  $P$  é a combinação de todos os pares possíveis de insumos  $x$  e produtos  $y$ , em que  $x$  e  $y$  são vetores. Insumos e produtos são admitidos como livremente descartáveis e  $P$ , como não-vazio, fechado e convexo. A função distância de produção  $D_0$  é:

$$D_0(x, y) = \inf \left\{ \theta : \left( x, \frac{1}{\theta} y \right) \in P \right\} \quad (1)$$

em que  $\theta$  é um escalar não-negativo que mede a razão dos vetores observados de produtos no vetor máximo possível, dado o vetor de insumos, se todos os produtos fossem expandidos proporcionalmente. O inverso da função distância de produção — a medida de eficiência técnica de Farrell —, orientada pela produção, é aqui utilizada como uma medida de eficiência. É a expansão proporcional máxima de  $y$ , tal que, dado o vetor de insumos  $x$ , o vetor expandido de produtos ainda será

possível. A medida de Farrell aumenta com a ineficiência.  $F_0(x, y) = 1$  para combinações na fronteira e será maior do que 1 para combinações no interior de  $P$ .

As medidas de eficiência de Farrell são encontradas como soluções de problemas de programação linear baseados em pressuposições alternativas sobre retornos à escala. Com  $K$  estabelecimentos agrícolas,  $N$  insumos,  $M$  produtos e a pressuposição de retornos constantes à escala (RCE), o programa linear a seguir deve ser solucionado para cada estabelecimento:

$$\begin{aligned}
 [D_0(x, y)]^{-1} &= \max_{(z, \theta)} \theta \\
 \text{s.t. } \theta_k y_{mk} &\leq \sum_{k=1}^K z_k y_{mk} \quad m = 1, \dots, M \\
 \sum_{k=1}^K z_k x_{nk} &\leq x_{nk} \quad n = 1, \dots, N \\
 z_k &\geq 0 \quad k = 1, \dots, K
 \end{aligned} \tag{2}$$

em que  $z_k$  são variáveis que mostram a intensidade com que cada atividade é utilizada para construir a fronteira do conjunto de possibilidades de produção.<sup>5</sup> O programa linear soluciona para o valor máximo de  $\theta$ , dadas as restrições que o vetor proporcionalmente expandido de produtos e o vetor de insumos representam no conjunto possível, e que as variáveis de intensidade são não-negativas.

A pressuposição de RCE pode ser flexibilizada pela adição de uma restrição adicional. Para retornos variáveis à escala (RVE), a convexidade é imposta requerendo-se que  $\sum_{k=1}^K z_k = 1$ , e para retornos decrescentes à escala (RDE), poder-se-ia

impor  $\sum_{k=1}^K z_k \leq 1$ . Sob RCE, as combinações de insumo-produto que definem a

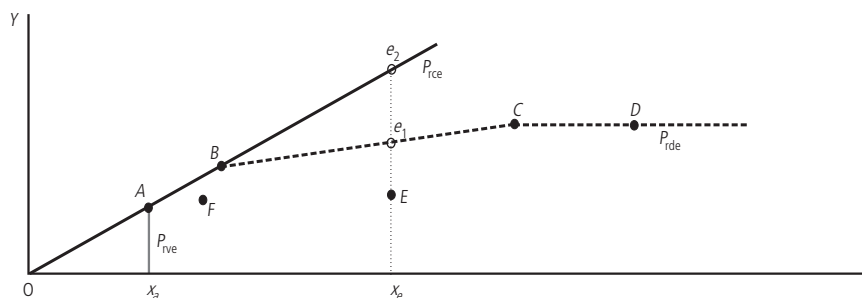
fronteira podem ser escalonadas para mais ou para menos, em qualquer proporção, implicando que, no cálculo de  $\theta$ , estabelecimentos podem ser comparados a outros com escala bem diferente. Sob RVE, a fronteira deve ser uma combinação convexa de valores observados, assegurando que os estabelecimentos apenas são comparáveis a outros de escala semelhante. O RDE permite escalonar para menos até a origem, mas não para mais que o maior estabelecimento.

5. No presente contexto, uma "atividade" é uma combinação insumo-produto de um estabelecimento.

O Gráfico 1 mostra um exemplo simples, com um fator e um produto escalar. As combinações insumo-produto são chamadas de A, B, C, D, E e F. Em todos os casos, E e F são estabelecimentos ineficientes porque suas combinações de insumo-produto estão dentro da fronteira. Sob RCE, a fronteira de  $P$  é dada pelo raio OAB. Sob RDE, a fronteira de melhor prática é dada por OABCD. As combinações insumo-produto A e B podem ser escalonadas para baixo até a origem e, além de B, combinações convexas dos valores observados definem a fronteira. Sob RVE, o uso de insumos não pode ser abaixo do menor montante observado para cada estabelecimento. Portanto, a fronteira é dada por  $x_a$ ABCD. Isto cria a possibilidade de retornos crescentes à escala em níveis baixos de produção. Para o estabelecimento E, a medida de eficiência de Farrell sob RDE ou RVE é dada pela razão  $x_e1/x_eE$ . Sob RCE, o valor de eficiência será  $x_e2/x_eE$ . Utilizando a informação calculada das fronteiras com RVE e RDE, a medida de eficiência técnica sob RCE pode ser decomposta em uma medida de eficiência de escala e uma medida de eficiência “pura”, entre outras. Esta análise foi utilizada em Helfand (2002). Limitou-se aqui a estudar os determinantes das medidas de eficiência técnica calculadas sob RCE.<sup>6</sup>

Finalmente, dois argumentos são colocados. Primeiro, os valores de eficiência podem ser muito sensíveis a erro de mensuração para os estabelecimentos que definem a fronteira de melhor prática. Uma vez que um pequeno número de estabelecimentos termina definindo a fronteira, e todos os demais estabelecimentos são comparados a estes, o erro de mensuração para os estabelecimentos da fronteira tem conseqüências mais graves que o erro de mensuração para os estabelecimentos remanescentes. Para os estabelecimentos fora da fronteira, o erro de mensuração deve ser aleatório e não deve ter um impacto grande na análise. Na análise a seguir, explora-se este assunto removendo as 0,5% observações mais

GRÁFICO 1  
CONJUNTO DE POSSIBILIDADES DE PRODUÇÃO SOB PRESSUPOSIÇÕES ALTERNATIVAS DE  
RETORNOS À ESCALA



6. Mundlak (2001) e muitos outros autores fornecem suporte para a validação da pressuposição de RCE na agricultura.

eficientes e reestimando a fronteira. Como será visto, os resultados permanecem sem grandes alterações.

Segundo, é importante enfatizar que o termo “ineficiência” é aqui utilizado apenas para indicar a distância entre um determinado estabelecimento e a fronteira observada. Existem várias razões para que um estabelecimento possa não estar operando na fronteira de produção e a maior parte delas não parece estar relacionada com ineficiência microeconômica em nível de estabelecimento. Variáveis excluídas como qualidade da terra ou precipitação, falhas de mercado que levam a decisões familiares não-separáveis, restrições do mercado de crédito que levam os estabelecimentos a escolherem combinações de insumo-produto que parecem ineficientes em relação aos estabelecimentos sem restrições e diferentes gerações tecnológicas são possíveis razões para os produtores racionais não estarem operando na fronteira. O desafio é identificar a relativa importância dessas fontes alternativas de “ineficiência”.

#### 4 OS DADOS

Os dados para esse estudo são provenientes do Censo Agropecuário de 1995-1996. Para a DEA, são utilizados o produto agregado e cinco insumos. A construção dessas variáveis é aqui explicada. As variáveis utilizadas no segundo estágio, para estudar os determinantes da eficiência, vêm da mesma fonte e são explicadas junto com a análise econométrica.

Produto ( $Y$ ): A variável produto é definida como o valor bruto da produção agrícola não considerando de três categorias de itens. Primeiro, num esforço de evitar dupla contagem de animais, o que acontece quando animais são comprados e vendidos em diferentes estágios do processo produtivo, deduziram-se os valores das aquisições de bovinos, suínos, aves e ovos. Bovinos, suínos e frangos correspondem a mais de 99% do valor da produção animal no Centro-Oeste. Segundo, deduziu-se o valor da produção da “indústria rural”. Como pode ser observado na Tabela 1, esta categoria corresponde a 2% do valor da produção agrícola no Centro-Oeste. Estimativas preliminares revelaram que, para a maior parte dos produtos, o valor adicionado na indústria rural era extremamente próximo de zero. Por limitações nos dados, era muito mais fácil excluir a indústria rural do que estimar os insumos intermediários. Finalmente, excluiu-se o valor dos produtos extrativos e produtos florestais para ser consistente com a decisão de excluir áreas de florestas e matas. Essas categorias de produtos correspondem a 1,6% do valor da produção agrícola na região, ainda representando 29% da área utilizada.

TABELA 1  
**BRASIL E CENTRO-OESTE: PARTICIPAÇÃO DOS PRODUTOS NO VALOR DA PRODUÇÃO —  
 1995-1996**

Categorias de valor	Participação	
	Brasil	Centro-Oeste
Produtos agrícolas	0,61	0,47
Lavouras temporárias	0,42	0,44
Lavouras permanentes	0,13	0,01
Produtos extrativos	0,02	0,01
Produtos florestais	0,02	0,01
Horticultura	0,02	0,00
Produtos animais	0,39	0,51
Bovinos e animais grandes	0,25	0,46
Frangos e animais pequenos	0,10	0,03
Suínos e animais médios	0,04	0,01
Indústria rural	n.d.	0,02
Total	1,00	1,00
Valor total (mil R\$)	47.788.242	6.896.359

Fonte: Censo Agropecuário de 1995-1996.

n.d. = não-disponível.

Área utilizada (X1): Noventa por cento do valor da produção no Centro-Oeste correspondem a lavouras temporárias e bovinos. Com isso em mente, construiu-se uma variável área para incluir os tipos de terra utilizados na produção de lavouras e bovinos. Assim, X1 inclui pastagens naturais e plantadas, terra utilizada com lavouras (temporárias, permanentes e horticultura) e a terra produtiva que não estaria sendo utilizada. Como pode ser observado na Tabela 2, essas categorias corresponderam, respectivamente, a 58%, 7%, e 2% da terra utilizada. As categorias excluídas foram florestas e matas (29%) e terra não-utilizável (4%).

A exclusão de florestas e matas não é trivial, e as implicações desta decisão devem ser enfatizadas. Como pode ser visto na Tabela 3, em média, apenas 2% da área dos estabelecimentos com menos de 5 ha situavam-se em florestas e matas, enquanto 45% da área dos estabelecimentos acima de 10.000 ha achavam-se nessa categoria. Uma vez que um percentual muito maior de terra nos grandes estabelecimentos é de florestas e matas — uma utilização de terra que gera menor valor da

TABELA 2  
**BRASIL E CENTRO-OESTE: PARTICIPAÇÃO NA ÁREA TOTAL POR TIPO DE UTILIZAÇÃO DA TERRA**  
 — 1995-1996

Categorias de área	Participação	
	Brasil	Centro-Oeste
Pastagens	0,50	0,58
Plantadas	0,28	0,42
Naturais	0,22	0,16
Matas e florestas	0,27	0,29
Naturais	0,25	0,29
Plantadas	0,02	0,00
Lavouras	0,14	0,07
Temporárias	0,10	0,06
Temporárias em descanso	0,02	0,01
Permanentes	0,02	0,00
Não-utilizáveis	0,04	0,04
Produtivas não-utilizadas	0,05	0,02
Irrigadas	0,01	0,00
Área total	1,00	1,00
Área total (ha)	353.611.246	108.510.012

Fonte: Censo Agropecuário de 1995-1996.

produção —, a inclusão dessas áreas teria reduzido substancialmente a medida de eficiência dos grandes estabelecimentos. Como efeito, a decisão aqui tomada restringe a atenção àquelas atividades que geram cerca de 95% do valor da produção e compara a eficiência técnica dos estabelecimentos que produzem apenas estes bens. Incluindo-se todos os produtos e todos os fatores, o argumento em favor da reforma agrária levando a maior eficiência teria maior força. Diferenças nos padrões de usos das terras também sugerem que a reforma agrária provavelmente levaria a um maior desmatamento.

Mão-de-obra (X2): Devido aos dados incompletos, a maioria dos estudos agregados de produtividade agrícola utilizou a população agrícola economicamente ativa (PEA) total [Fulginiti e Perrin (1997), Wu *et alii* (2001), Gasques e Conceição (2001) e Vicente, Anefalos e Caser (2001)]. Hayami e Ruttan (1985) utilizaram apenas a PEA masculina. Esta é uma deficiência importante da mensuração da

TABELA 3  
CENTRO-OESTE: PARTICIPAÇÃO NA ÁREA TOTAL POR TAMANHO DO ESTABELECIMENTO E  
UTILIZAÇÃO DA TERRA — 1995-1996

Categorias de áreas	Tamanho do estabelecimento							
	0-5	5-10	10-20	20-50	50-100	100-1.000	1.000-10.000	Acima de 10.000
Pastagens	0,34	0,53	0,64	0,66	0,64	0,67	0,61	0,44
Plantadas	0,28	0,44	0,53	0,54	0,51	0,53	0,46	0,24
Naturais	0,06	0,10	0,11	0,12	0,13	0,14	0,15	0,20
Matas e florestas	0,02	0,04	0,07	0,13	0,19	0,18	0,26	0,45
Naturais	0,02	0,04	0,07	0,13	0,19	0,18	0,26	0,45
Plantadas	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
Lavouras	0,55	0,34	0,22	0,14	0,11	0,10	0,07	0,03
Temporárias	0,43	0,25	0,17	0,11	0,08	0,09	0,06	0,02
Permanentes	0,10	0,07	0,04	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00
Produtivas não-utilizadas	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03
Não-utilizáveis	0,07	0,06	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,05
Irrigadas	0,03	0,02	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Área Total	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Participação da área total	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,23	0,45	0,27

Fonte: Censo Agropecuário de 1995-1996.

PTF na maioria dos estudos. O ideal seria medir o trabalho em horas por ano, em vez de corpos presentes no estabelecimento, para capturar o fato de que muitas pessoas apenas trabalham parte do tempo no setor agrícola. Também seria melhor diferenciar entre trabalho familiar e outros tipos, que trabalham com diversos graus de esforço. Tentou-se aperfeiçoar os estudos anteriores de várias formas, mas os resultados finais ainda deixam a desejar.

Primeiro, construiu-se uma variável para a mão-de-obra familiar tratando os homens e mulheres como iguais, e contando o trabalho familiar de menores de 14 anos pela metade. As crianças apenas trabalham parte do tempo na agricultura, outra parte do tempo é dedicada aos estudos, e quando trabalham em tempo integral, essas não se mostram tão produtivas quanto os adultos. Como pode ser visto na Tabela 4, a mão-de-obra familiar correspondeu a 58% da força de trabalho agrícola no Centro-Oeste, com homens adultos correspondendo a 33%, mulheres

TABELA 4  
**BRASIL E CENTRO-OESTE: PARTICIPAÇÃO DA FORÇA DE TRABALHO AGRÍCOLA — 1995-1996**

Categorias de trabalho	Brasil	Centro-Oeste
Mão-de-obra familiar	0,76	0,58
Homens, 14 anos ou mais	0,40	0,33
Mulheres, 14 anos ou mais	0,24	0,17
Homens, menores de 14 anos	0,07	0,05
Mulheres, menores de 14 anos	0,05	0,04
Trabalhadores permanentes	0,10	0,25
Homens	0,08	0,19
Mulheres	0,02	0,05
Trabalhadores temporários	0,10	0,14
Homens	0,09	0,13
Mulheres	0,01	0,01
Trabalhadores parceiros	0,02	0,01
Homens	0,01	0,01
Mulheres	0,00	0,00
Outros	0,02	0,03
Homens	0,01	0,01
Mulheres	0,01	0,01
Total	17.930.890	1.004.164
Homens	0,67	0,72
Mulheres	0,33	0,28

Fonte: Censo Agropecuário de 1995-1996.

adultas a 17%, e crianças abaixo de 14 anos de idade a 9%.<sup>7</sup> Segundo, construiu-se uma variável para trabalho contratado ao estilo de Guanzioli *et alii* (2001), que adotaram um método para corrigir o fato de que: *a*) trabalhadores temporários não devem ser contados como equivalentes a trabalhadores permanentes;<sup>8</sup> e *b*) muitos estabelecimentos, especialmente os grandes, contratam firmas para executar

7. A Tabela 4 mostra os dados brutos do censo sobre força de trabalho antes de aplicar a metodologia descrita nesta seção.

8. O número de trabalhadores temporários que o censo relata é obtido perguntando-se nos estabelecimentos quantos trabalhadores temporários estavam empregados em 31 de dezembro de 1995.



serviços na propriedade, para evitar as leis sociais e o pagamento de taxas sobre a mão-de-obra contratada. Portanto, definiu-se o trabalho total contratado como a soma de: *a*) salários; *b*) pagamentos a parceiros; e *c*) 75% das despesas com empreiteiros. Esta parcela é uma estimativa dos custos da mão-de-obra nos custos da empreitada. Então, dividiram-se as despesas totais com trabalho pelo salário médio diário em cada estado. Finalmente, dividiu-se o número estimado de dias de trabalho contratado por 260 — uma estimativa do número de dias trabalhados pelo trabalhador permanente. O resultado foi o número de trabalhadores permanentes equivalentes. O resultado agregado foi similar ao obtido, assumindo que um trabalhador temporário era equivalente a 75% de um trabalhador permanente. Finalmente, acrescentou-se a mão-de-obra familiar à contratada para construir a variável trabalho em unidades equivalentes de trabalhador permanente.

A Tabela 5 mostra os diferentes tipos de mão-de-obra agrícola utilizados nos estabelecimentos de vários tamanhos, e ressalta um importante ponto sobre a escala dos estabelecimentos no Centro-Oeste. Não é surpresa que a mão-de-obra familiar domina a utilização de trabalho nos estabelecimentos abaixo de 5 ha e a mão-de-obra contratada domina em grandes propriedades. A Tabela 5 revela, por exemplo, que 90% da mão-de-obra utilizada nos estabelecimentos abaixo de 5 ha é familiar, enquanto nos estabelecimentos com mais de 10.000 ha, a mão-de-obra familiar corresponde a somente 6%. O que contrasta, comparando com outras regiões brasileiras e outros países latino-americanos, é que os estabelecimentos na classe 50-100 ha ainda dependem da mão-de-obra familiar para a maioria das suas necessidades de trabalho (74% em média), e mesmo estabelecimentos na classe

TABELA 5  
CENTRO-OESTE: PARTICIPAÇÃO DA FORÇA DE TRABALHO AGRÍCOLA POR TAMANHO DO ESTABELECIMENTO — 1995-1996

Categorias de trabalho	Tamanho do estabelecimento							
	0-5	5-10	10-20	20-50	50-100	100-1.000	1.000-10.000	Acima de 10.000
Mão-de-obra familiar	0,90	0,87	0,85	0,81	0,74	0,51	0,22	0,06
Mão-de-obra permanente	0,04	0,05	0,06	0,08	0,13	0,29	0,52	0,60
Mão-de-obra temporária	0,03	0,05	0,06	0,07	0,09	0,16	0,22	0,31
Parceiros	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00
Outros	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02
Total	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fonte: Censo Agropecuário de 1995-1996.

100-1.000 ha utilizam cerca de metade da mão-de-obra familiar. Portanto, mesmo muitos dos estabelecimentos com mais de 100 ha podem ainda ser considerados estabelecimentos familiares nesta região.<sup>9</sup>

Tratores (X3): Os tratores são medidos em equivalentes de um trator de 75 cavalos-vapor, que foi o ponto médio da classe modal de potência (50-100 HP). O estoque de tratores foi utilizado como aproximação para o estoque de capital utilizado na produção de lavouras.

Animais (X4): Muitos estudos de PTF não têm utilizado animais como insumo, mesmo quando foram considerados partes do produto. Agregaram-se os animais com base em seus preços relativos no Centro-Oeste. O estoque de animais em equivalentes de bovinos foi então utilizado como aproximação para o estoque de capital na produção animal.

Insumos comprados (X5): Uma variável foi criada com base nas despesas com: a) fertilizantes; b) químicos (como pesticidas e herbicidas); c) sementes; d) combustível; e e) ração e medicamentos animais.

Um último passo na construção de variáveis envolveu a criação de “estabelecimentos representativos” para cada tamanho de estabelecimento (estrato de área), e condição do produtor, em cada município. Por exemplo, no município Pedra Preta, criou-se um estabelecimento representativo para os estabelecimentos proprietários com 5-10 ha de terra. Criou-se outro para estabelecimentos arrendatários com 5-10 ha de terra etc., pois não se teve acesso aos dados censitários em nível de estabelecimento. Foram utilizados dados de todos os 426 municípios do Centro-Oeste (excluindo-se o Distrito Federal), que foram agregados em 15 estratos de área e quatro condições do produtor. Após remover as observações inúteis, o banco de dados final cobriu 237.595 estabelecimentos agregados em 9.304 estabelecimentos representativos, implicando uma média de 25 estabelecimentos por estabelecimento representativo.

## 5 RESULTADOS EMPÍRICOS

A Tabela 6 mostra dados sobre o número de estabelecimentos e os valores médios por tamanho do estabelecimento para um produto e cinco insumos aqui utilizados. Com exceção do estrato superior a 100.000 ha, existiam pelo menos 186 estabelecimentos representativos em cada estrato de área. Com apenas 13 estabele-

9. Esses resultados são consistentes com a informação apresentada em Guanzioli *et alii* (2001, p. 57) em que, segundo a metodologia destes, o tamanho médio de uma propriedade familiar no Centro-Oeste era 84 ha. No Norte do Brasil, a propriedade familiar média tinha 57 ha, enquanto nas outras três regiões do país elas tinham menos de 30 ha.

TABELA 6  
VALORES MÉDIOS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NA ANÁLISE

Tamanho do estabelecimento	Estabelecimentos representativos	Total de estabelecimentos	Valor líquido da produção (R\$)	Área utilizada (ha)	Pessoal ocupado <sup>a</sup>	Tratores <sup>b</sup>	Animais <sup>c</sup>	Insumos comprados <sup>d</sup> (R\$)
0-1	329	2.122	3.689	0,4	2,4	0,0	7	787
1-2	461	2.918	3.407	1,1	2,5	0,0	4	939
2-5	888	12.777	4.475	3,2	2,5	0,0	6	1.463
5-10	875	13.402	4.154	6,7	2,7	0,0	11	1.231
10-20	925	22.132	5.361	13	2,7	0,1	19	1.278
20-50	1.035	49.105	7.497	27	2,8	0,2	35	2.006
50-100	917	37.977	12.433	57	3,1	0,3	59	3.883
100-200	878	31.148	20.717	111	3,8	0,5	103	5.917
200-500	840	30.707	45.747	248	4,7	0,9	198	13.524
500-1.000	676	15.357	73.879	538	6,5	1,4	421	23.340
1000-2.000	579	10.184	151.817	1.041	10,2	2,0	793	45.934
2000-5.000	447	6.651	252.035	2.128	20,8	3,2	1.454	73.736
5000-10.000	255	1.901	348.294	4.447	28,1	5,6	3.001	121.897
10.000-100.000	186	1.193	892.685	10.984	82,0	9,4	6.063	255.749
Acima de 100.000	13	21	3.083.997	57.967	121,6	17,2	25.421	570.244
Total	9.304	237.595						

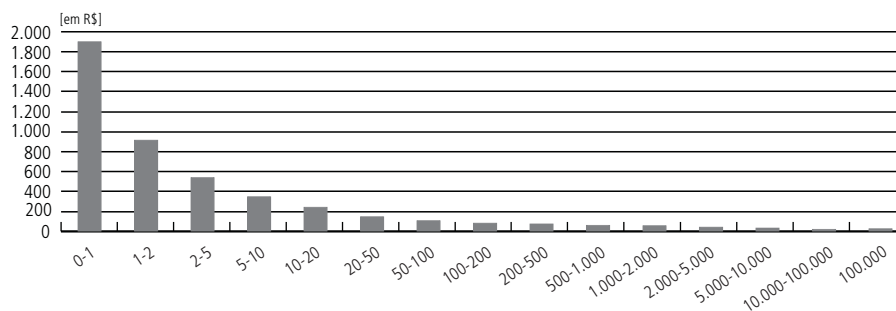
Fonte: Censo Agropecuário de 1995-1996.

<sup>a</sup> Número de pessoas em equivalente de trabalhador permanente por ano.<sup>b</sup> Tratores em unidades equivalentes de 75 cavalos-vapor.<sup>c</sup> Animais em equivalentes de bovinos.<sup>d</sup> Combustível, sementes, fertilizantes, químicos, ração e medicamentos animais.

cimentos representativos, os resultados para o estrato de maior área deveriam ser vistos com cautela. A Tabela 6 revela a importância das grandes propriedades no Centro-Oeste do Brasil. Os estabelecimentos com 200 ha e acima corresponderam a 28% dos estabelecimentos na região, sendo responsáveis por mais de 80% de todas as variáveis na Tabela 6, com exceção de trabalho.

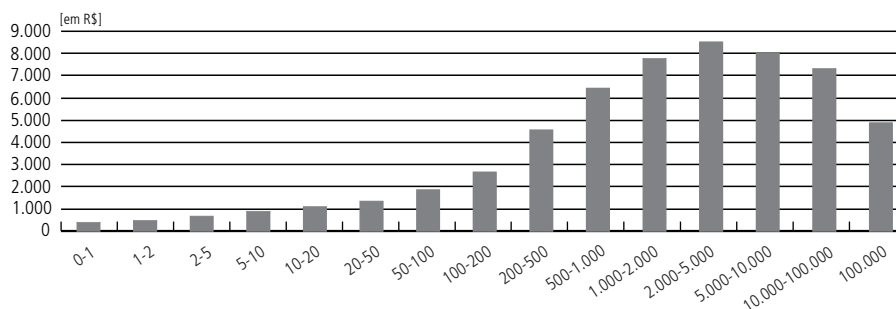
O valor mediano da produção por hectare ( $Y/X1$ ) e o valor mediano da produção por unidade de trabalho ( $Y/X2$ ) são mostrados nos Gráficos 2 e 3 para cada

GRÁFICO 2  
VALOR DA PRODUÇÃO MEDIANA POR HECTARE



Fonte: Censo Agropecuário de 1995-1996. Tamanho do estabelecimento (ha)

GRÁFICO 3  
VALOR DA PRODUÇÃO MEDIANA POR UNIDADE DE TRABALHO



Fonte: Censo Agropecuário de 1995-1996. Tamanho do estabelecimento (ha)

estrato de área.<sup>10</sup> Os dados são consistentes com a grande evidência internacional das relações entre tamanho da propriedade e produtividade. De um lado, existe uma forte relação inversa entre o valor por hectare e o tamanho do estabelecimento, refletindo a utilização intensiva do fator de produção escasso — terra — nos pequenos estabelecimentos. É interessante observar que a maior produtividade da terra dos pequenos estabelecimentos não se deve apenas ao uso mais intensivo do trabalho por hectare. Apesar de haver substancial heterogeneidade, em média, os pequenos estabelecimentos utilizam mais, por hectare, de todos os insumos da Tabela 6. A produtividade da mão-de-obra, em contraste, é muito maior em grandes estabelecimentos onde o custo de oportunidade dessa mão-de-obra é maior. A relação entre a PTF (ou eficiência técnica sob RCE) e o tamanho do estabeleci-

10. A "mediana" refere-se ao estabelecimento representativo que contém o estabelecimento mediano. Isto não é o mesmo que o estabelecimento representativo mediano. Os resultados são qualitativamente os mesmos, independentemente de como a mediana é definida.

mento é influenciada pelas produtividades parciais da terra, trabalho e todos os demais fatores.

Os valores de eficiência técnica foram calculados para cada estabelecimento representativo de acordo com a metodologia da Seção 3 e a pressuposição de RCE. Os valores de eficiência foram, então, utilizados em regressões com diferentes combinações de variáveis explanatórias. Todas as regressões foram estimadas com efeitos fixos em níveis municipais para considerar a heterogeneidade espacial, como as diferenças na qualidade do solo ou precipitação, que não foram captados nos regressores. As regressões também permitiram heterocedasticidade entre e dentro dos 426 municípios utilizando os erros padronizados e consistentes com a heterocedasticidade de White. A regressão (6) foi uma etapa adiante e permitiu a correlação espacial nos erros entre os municípios, utilizando um esquema SUR.<sup>11</sup> Na prática, as técnicas de estimação tiveram pouca importância e os coeficientes estimados de todas as regressões foram bastante robustos com relação às especificações alternativas.

A regressão (1), na Tabela 7, estimou a relação não-condicionada entre o log da ineficiência técnica e o log do tamanho do estabelecimento. O termo quadrático também foi adicionado para capturar não-linearidades observadas numa análise gráfica prévia dos resultados. Ambos os coeficientes foram estatisticamente significativos pelo menos em 1%. No Gráfico 4, desenhou-se a curva “tamanho” baseada nos coeficientes da regressão (1). A curva denota uma relação não-linear entre ineficiência e tamanho do estabelecimento, com a ineficiência primeiro crescendo e depois decrescendo com o aumento do tamanho do estabelecimento. O estrato modal da área do estabelecimento, de 20-50 ha, poderia ser considerado um tamanho-alvo para a reforma agrária nesta região e, por esta razão, esse nível de ineficiência foi igualado a 1 no gráfico. Relativamente a esse grupo, que corresponde a 21% dos estabelecimentos na região, os estabelecimentos no intervalo 200-1.000 ha são estimados em cerca de 29% menos eficientes. Enquanto os estabelecimentos menores que 20 ha são até mesmo mais eficientes, a análise aqui é enfocada nos estabelecimentos com mais de 20 ha, que representam 78% dos estabelecimentos na região e mais de 95% de todas as outras variáveis, à exceção da mão-de-obra.<sup>12</sup>

11. A estimação foi conduzida como se o banco de dados contivesse uma combinação de 426 municípios e 60 “períodos de tempo”. Os períodos de tempo referiram-se às combinações de 15 tamanhos de estabelecimentos e quatro condições dos produtores. Portanto, neste contexto, as observações “contemporâneas” foram as que tinham o mesmo tamanho e condição em diferentes municípios. Embora este método seja mais restritivo do que um método tradicional de econometria espacial, pois ele limita a estimação das relações espaciais às observações do mesmo tamanho e condição, ele também é mais geral do que o método tradicional porque não impõe uma noção explícita de vizinhança (por exemplo, numa matriz  $W$  com zeros e uns) e permite correlações espaciais não-nulas entre todos os pares de municípios.

12. Alguns autores, como Rezende (2002), argumentam que pequenas propriedades familiares não são viáveis no Centro-Oeste devido ao grande período seco e à relativa escassez de emprego fora da propriedade rural.

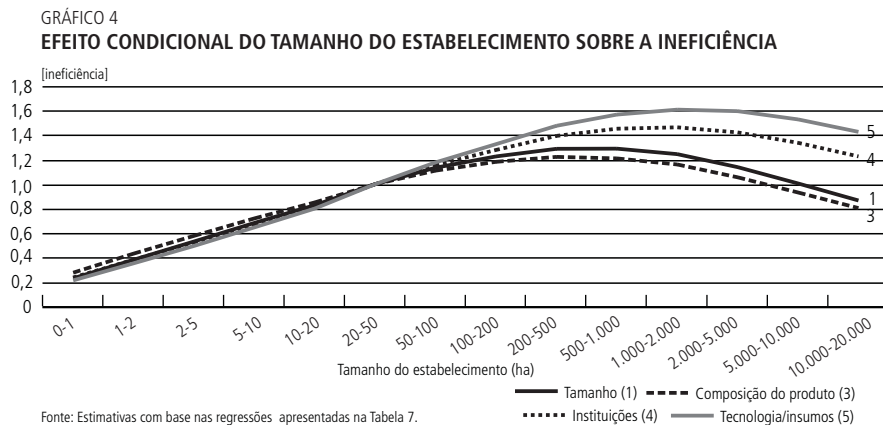
TABELA 7  
**RESULTADOS DE REGRESSÕES PARA OS DETERMINANTES DA EFICIÊNCIA TÉCNICA**  
**[VARIÁVEL DEPENDENTE: LN (INEFIÊNCIA)]**

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tamanho do estabelecimento						
Tamanho	0,45	0,45	0,39	0,42	0,45	0,45
Tamanho <sup>2</sup>	-0,04	-0,04	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03
Condição do produtor (relativa aos proprietários)						
Arrendatário		-0,33	-0,06	-0,12	-0,10	-0,08
Parceiro		-0,13	0,16	0,10	0,13	0,14
Ocupante		0,17	0,21	0,15	0,16	0,19
Composição do produto (relativo aos bovinos)						
Lavouras temporárias			-1,11	-1,00	-0,79	-0,76
Horticultura			-1,36	-1,22	-0,77	-0,60
Lavouras permanentes			-1,13	-1,11	-1,04	-0,97
Suínos e frangos			-0,08 <sup>+</sup>	-0,05 <sup>+</sup>	-0,04 <sup>+</sup>	-0,05
Outros			1,01	0,85	0,87	0,89
Acesso às instituições/bens públicos						
Crédito				-0,52	-0,43	-0,43
Eletricidade				-0,37	-0,29	-0,31
Assistência técnica				-0,33	-0,22	-0,23
Cooperativas				-0,15	-0,10	-0,09
Acesso ao mercado				-0,06 <sup>+</sup>	-0,05 <sup>+</sup>	-0,02
Tecnologia e insumos						
Máquinas					-0,12	-0,11
Irrigação					-0,30	-0,36
Fertilizantes					-0,26	-0,29
Controles de pragas e doenças					-0,17	-0,14
Conservação do solo					-0,23	-0,29
Ordenha mecânica					-0,82	-0,81
Inseminação artificial					0,03 <sup>+</sup>	0,08
R <sup>2</sup> ajustado	0,87	0,87	0,89	0,90	0,90	-

Notas: Todas as regressões têm efeitos fixos municipais (não reportados) e utilizam erros padronizados consistentes com a heterocedasticidade de White. A regressão (6) também utiliza um SUR espacial. Veja o texto para detalhes.

Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao menos ao nível de 1%, a não ser que designados pelo seguinte símbolo:

<sup>+</sup> = não-significativo estatisticamente ao nível de 5%.



Em adição ao tamanho do estabelecimento, as próximas cinco regressões controlaram as diferenças em eficiência devido à condição do produtor. Foram incluídas variáveis binárias para arrendatários, parceiros e ocupantes para diferenciá-los dos proprietários de terra. De acordo com os resultados, os arrendatários se mostraram um pouco mais eficientes que os proprietários, enquanto os ocupantes e os parceiros (em todas as regressões, à exceção de uma) foram menos eficientes. Os arrendatários foram mais eficientes nesta região porque, pelo visto, compõem um grupo mais homogêneo e orientado para o mercado do que os proprietários. O impacto das diferentes condições dos produtores sobre a eficiência ocorreu, em geral, no intervalo entre 10% e 20%. Os coeficientes de tamanho na regressão (2) foram essencialmente os mesmos com o acréscimo das variáveis de condição do produtor.

Em adição à condição do produtor, a regressão (3) controla as diferenças na composição do produto. Em relação à categoria excluída — bovinos —, os produtores que se especializaram em atividades agrícolas (lavouras temporárias, horticultura e lavouras permanentes) tiveram menores níveis de ineficiência. Um coeficiente igual a  $-1$  implica 1% de aumento na participação da produção proveniente de lavouras temporárias, por exemplo, traduzir-se em um aumento de 1% na eficiência técnica. Produtores de suínos e frangos tiveram um desempenho parecido com aqueles de bovinos, e produtores de outros produtos se mostraram menos eficientes. Baseados nos coeficientes desta regressão, a relação condicional entre tamanho e ineficiência é mostrada no Gráfico 4, como “composição do produto”. Uma vez que a produção de bovinos correspondeu a quase metade do valor da produção para estabelecimentos acima de 50 ha, mas inferior a 25% para os estabelecimentos com menos de 10 ha, controlando-se essas diferenças reduziu-se a desvantagem na eficiência dos grandes produtores. Assim, a curva de “composição” é maior

que a curva de “tamanho” nos estratos inferiores ao estrato de 20-50 ha e menor nos estratos superiores. A superioridade dos estabelecimentos na classe de 20-50 ha sobre os estabelecimentos na classe de 200-1.000 ha caiu para no máximo de 22%.

A regressão (4) incorpora variáveis com a intenção de capturar os efeitos do acesso a instituições e bens públicos. Portanto, todas as variáveis, como crédito, eletricidade, assistência técnica e cooperativas, medem a parcela dos estabelecimentos em cada estabelecimento representativo com acesso a estes itens. Essas variáveis estão entre zero e 1. O acesso a mercado, em contraste, deve capturar o grau em que os estabelecimentos orientados para o mercado são mais eficientes que aqueles que produzem para seu próprio consumo. Esta variável é medida como o valor das vendas dividido pelo valor da produção. Ao contrário das expectativas iniciais, o acesso ao mercado parece ter tido pouco efeito na eficiência relativa dos estabelecimentos. As outras quatro variáveis tiveram impactos significativos na ineficiência, com o acesso a crédito apresentando o papel mais importante na redução da ineficiência. Uma vez mais, a relação condicional entre tamanho e ineficiência foi apresentada no Gráfico 4, com base nos coeficientes dessa regressão. A curva “instituições” altera-se substancialmente para cima em relação ao cenário anterior, refletindo o fato de que os estabelecimentos grandes tenderam a ter acesso preferencial a essas instituições e, controlando-se para esta vantagem, aumenta-se a ineficiência relativa desses estabelecimentos. Portanto, estabelecimentos entre 1.000 e 2.000 ha eram agora 46% menos eficientes que os estabelecimentos no estrato de 20-50 ha, o que significa quase o dobro do que foi observado no cenário-base. Esta é uma forte evidência da importância de se oferecer acesso aos pequenos estabelecimentos a essas instituições.

As regressões (5) e (6) controlam uma variedade de fatores relacionados ao nível tecnológico e à utilização de insumos. A única diferença entre as duas é que a regressão (6) utiliza o método SUR espacial já descrito. As estimativas dos coeficientes são quase idênticas, e a seguir dá-se foco na regressão (5). Todas as variáveis são medidas como a parcela de estabelecimentos que responderam utilizar um item designado. Assim, quanto maior a parcela de estabelecimentos usuários de máquinas na produção (em vez de apenas trabalho humano e animal), irrigação, fertilizantes, controles de pestes e doenças, ou conservação do solo, menor será o nível de ineficiência. A utilização de ordenhadeiras mecânicas teve o maior efeito de todas as variáveis. Mas o tamanho do efeito parece ter sido devido à correlação entre a utilização de ordenhadeiras e a especialização na produção de leite — uma atividade de alto valor relativo — mais do que a um efeito puro atribuído ao uso desta tecnologia. A curva “tecnologia/insumos” no Gráfico 4 mostra a relação en-



tre tamanho e ineficiência, baseada nos coeficientes da regressão (5). De acordo com a curva, se também fosse possível controlar as diferenças na utilização da tecnologia e insumos, a ineficiência relativa dos grandes estabelecimentos seria maior que em cenários anteriores. A desvantagem relativa de alguns tamanhos de estabelecimentos aumenta, neste caso, para cerca de 60%. Entretanto, devido a indivisibilidades existentes com certas tecnologias — como os tratores —, a oferta aos pequenos e médios produtores de um maior acesso a esses insumos pode requerer inovações institucionais, como o desenvolvimento de mercados de aluguel dos serviços oferecidos por estes insumos.

Para examinar problemas de inferências que podem ter sido causados por erros de mensuração, levando a valores atípicos pertencentes à fronteira tecnológica, foram eliminados os 47 estabelecimentos (0,5% do total) representativos mais eficientes, calculados de novo os valores de eficiência e reestimadas todas as regressões na Tabela 7. Enquanto 0,5% é admitido como arbitrário, este experimento demonstrou que todos os resultados qualitativos mais importantes — mostrados na Tabela 7 — não foram afetados por esta alteração.

## 5 CONCLUSÕES

Foi utilizada aqui a DEA para estimar a eficiência técnica dos estabelecimentos no Centro-Oeste do Brasil, e então se estudaram os determinantes da eficiência com técnicas de regressão. Houve várias limitações no estudo. Primeiro, para explorar a robustez dos resultados a metodologias alternativas, seria prudente comparar as estimativas obtidas utilizando a DEA com estimativas de uma função fronteira estocástica de produção. Segundo, embora tenham sido utilizados dados em nível municipal, conduziu-se à análise para o Centro-Oeste como um todo. Uma próxima etapa seria conduzir a análise em nível mais desagregado para examinar como as sub-regiões poderiam diferir dos resultados médios da região, aqui apresentados. Terceiro, uma certa heterogeneidade foi detectada entre as condições dos produtores, e não é óbvio que variáveis binárias para os tipos de “condição do produtor” poderiam capturar este efeito totalmente. Valeria a pena estudar de forma mais cautelosa as diferenças entre proprietários, arrendatários, parceiros e posseiros. Finalmente, um método mais estruturado de econometria espacial — ao estilo de Anselin (1988) — poderia ser empregado num segundo estágio da análise.

Vistas essas limitações, existem importantes implicações para políticas públicas que podem ser derivadas da análise deste estudo. Segundo os resultados, o acesso às instituições de crédito e aos bens fornecidos pelo setor público, como a eletricidade e a assistência técnica, esteve entre os determinantes mais importantes das diferenças na eficiência. Outros fatores importantes incluíram a utilização de

insumos como irrigação e fertilizantes, e as diferenças na composição do produto. Esses resultados identificam os tipos de políticas públicas e práticas produtivas que contribuiriam para aumentar a eficiência técnica nesta região.

A relação entre o tamanho do estabelecimento e a eficiência técnica também foi estudada e mostrada como mais complexa do que normalmente se espera. Em vez da relação inversa, em que produtividade cai à medida que o tamanho do estabelecimento aumenta, uma relação em forma de U foi encontrada. Para estabelecimentos até 200 ha, a eficiência caiu quando o tamanho do estabelecimento aumentou, mas para estabelecimentos superiores a eficiência voltou a aumentar. Os principais motivos pelos quais a relação inversa não ocorreu estão relacionados ao acesso preferencial dos grandes estabelecimentos às instituições e serviços que ajudam a reduzir a ineficiência (crédito, assistência técnica e eletricidade rural), assim como o uso mais intensivo de tecnologias e insumos que aumentam a produtividade. Se fosse possível criar um ambiente tal que os estabelecimentos pequenos e médios (20-200 ha, por exemplo) tivessem o mesmo acesso às instituições que aumentam a produtividade, e acesso facilitado a modernas tecnologias e insumos, então esses estabelecimentos poderiam produzir de forma mais eficiente que os estabelecimentos no intervalo 2.000-20.000 ha. Portanto, mesmo no Centro-Oeste do Brasil, uma região caracterizada por imensas propriedades e níveis relativamente altos de tecnologia, a reforma agrária continua oferecendo uma possibilidade de aumentar ao mesmo tempo a equidade e a eficiência. Seu sucesso, porém, é fortemente condicionado pelas instituições complementares, investimentos, e serviços que permitem que os estabelecimentos pequenos e médios possam competir com as mesmas condições.

#### BIBLIOGRAFIA

- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht, The Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- BARRETT, C. B. On price risk and the inverse farm size-productivity relationship. *Journal of Development Economics*, v. 51, n. 2, p. 193-216, 1996.
- BARROS, A. L. M. de. *Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995*. Piracicaba: Universidade de São Paulo, Esalq, 1999 (Dissertação de Ph.D.).
- BERRY, R. A., CLINE, W. *Agrarian structure and productivity in developing countries*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979.
- BONELLI, R., FONSECA, R. *Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 1998 (Texto para Discussão, 557).
- COELLI, T., RAO, D. S. P., BATTESE, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Norwell: Kluwer Academic Publishers, 1999.

- FÄRE, R., GROSSKOPF, S., LOVELL, C. A. K. *Production frontiers*. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- FULGINITI, L. E., PERRIN, R. K. LDC agriculture: nonparametric Malmquist productivity indexes. *Journal of Development Economics*, v. 53, p. 373-390, 1997.
- GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. C. P. *Crescimento e produtividade da agricultura brasileira*. Brasília: IPEA, jul. 1997 (Texto para Discussão, 502).
- . Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores. *Transformações da agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, 2001.
- GUANZIROLI, C. *et alii*. *Agricultura familiar e reforma agrária no século XXI*. Rio de Janeiro: Garamond, 2001.
- HAYAMI, Y., RUTTAN, V. W. *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1985.
- HELFAND, S. M. *Farm size and the efficiency of production in the Brazilian Center-West: results from the 1995/96 Agricultural Census*. Anais do XL Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Passo Fundo, 28-31 de julho 2002, CD-ROM, Brasília: Sober, 2002.
- HELFAND, S. M., BRUNSTEIN, L. P. The changing structure of the Brazilian agricultural sector and the limitations of the 1995/96 Agricultural Census. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 39, n. 3, p. 179-203, jul./set. 2001.
- HELFAND, S. M., REZENDE, G. C. de. A agricultura brasileira nos anos 1990: o impacto das reformas de políticas. *Transformações da agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, 2001.
- IBGE. *Censo Agropecuário de 1995-1996*. Rio de Janeiro, 1998.
- KUMBHAKAR, S. C., LOVELL, C. A. K. *Stochastic frontier analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- MUNDLAK, Y. Production and supply. Cap. 1. In: GARDNER, B. L., RAUSSER, G. C. (orgs.). *Handbook of agricultural economics: volume 1A, agricultural production*. Amsterdam: Elsevier Science B.V., 2001.
- REZENDE, G. C. de. *Agricultural growth and agrarian structure in the Cerrado regions of Brazil: the role of land prices, natural resources and technology*. 2002, mimeo.
- VICENTE, J. R., ANEFALOS, L. C., CASER, D. V. Produtividade agrícola no Brasil, 1970-1995. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 1-23, 2001.
- WU, S. *et alii*. Productivity growth and its components in Chinese agriculture after reforms. *Review of Development Economics*, v. 5, n. 3, p. 375-391, 2001.





PARTE 4

## AS LIMITAÇÕES DO CENSO AGROPECUÁRIO DE 1995-1996





## MUDANÇAS ESTRUTURAIS NO SETOR AGRÍCOLA BRASILEIRO E AS LIMITAÇÕES DO CENSO AGROPECUÁRIO DE 1995-1996\*

Steven M. Helfand  
Luis F. Brunstein

### 1 INTRODUÇÃO

O setor agrícola brasileiro apresentou um significativo processo de ajustamento estrutural nos anos 1990. Muitos autores tomaram por base os dois últimos Censos Agropecuários (1985 e 1995-1996) para documentar a extensão desse processo. Duas estatísticas freqüentemente citadas apontam um declínio de quase 1 milhão de estabelecimentos, equivalente a 16% do total de 1985, e um êxodo do setor de mais de 5 milhões de pessoas ocupadas, o que representou 23% da força de trabalho agrícola em 1985. Essas estatísticas confirmaram as expectativas de vários analistas, e assim foram aceitas praticamente sem contestação. Ao pequeno crescimento, às altas taxas de inflação e aos numerosos planos de estabilização são atribuídos os fracassos de muitos estabelecimentos rurais. A liberalização comercial e a redução generalizada no papel do Estado podem ter produzido resultado semelhante. Como o setor agrícola tem ficado mais exposto à competição internacional, os produtores menos eficientes podem ter decidido abandonar o setor em busca de emprego em outro lugar. Simultaneamente, aqueles que permaneceram no setor podem ter adotado tecnologias poupadoras de mão-de-obra, visando à redução de custos. Todas essas forças sugerem a possibilidade de uma queda substancial no número de estabelecimentos rurais e no pessoal ocupado no setor.

Pretende-se aqui explorar as mudanças estruturais que ocorreram no setor agrícola e evidenciar as importantes limitações dos censos agropecuários para o estudo deste período. Foram identificados dois problemas que contribuíram para a falsa aparência de uma mudança no número de estabelecimentos e no pessoal ocupado, que no censo representaram mais do dobro do que de fato ocorreu. Estes problemas também criam a ilusão de que o ajustamento ocorreu de forma relativa-

---

\* Este artigo foi publicado na *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.39, nº.3, jul.-set. 2001. Agradecemos a Eustáquio Reis, Gervásio Castro de Rezende e Antônio Carlos Simões Florido pelas valorosas sugestões, a Marcos Stefan Mendonça Fazecas pela assistência na pesquisa, e a Adriano M. R. Figueiredo pela tradução.

mente homogênea entre as regiões brasileiras, quando na realidade foi bastante heterogênea. O primeiro problema está relacionado à falta de comparabilidade entre o Censo Agropecuário de 1995-1996 e os demais, devido à mudança no período de referência do censo e, conseqüentemente, no período de coleta das informações. O segundo problema resultou do fato de o ano de 1996 ser atípico, quando a atividade agrícola estava em seu mais baixo nível da década. Em conjunto, esses fatores implicam que uma comparação entre os censos apresentará um cenário exagerado da tendência de longo prazo ocorrida entre meados dos anos 1980 e dos anos 1990. Como conseqüência, o impacto da reforma das políticas é superestimado.<sup>1</sup>

Na Seção 2 são discutidos os problemas associados à mudança no período de referência do censo, e ao fato de o ano de 1996 ser atípico. Na Seção 3, elaborase uma metodologia com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), para estimar a mudança no número de estabelecimentos e no pessoal ocupado no setor agrícola entre os triênios 1984-1986 e 1995-1997. Esta abordagem permite identificar os efeitos oriundos da mudança no período de referência e do fato de 1996 ser um ano atípico. Na Seção 4 é aplicada a metodologia ao Brasil e a quatro das cinco principais regiões do país. Na Seção 5 são apresentadas as conclusões.

## 2 PROBLEMAS DE COMPARAÇÃO ENTRE O CENSO AGROPECUÁRIO DE 1995-1996 E OS ANTERIORES

O período de referência dos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980 e 1985 para os dados de produção era o ano calendário (1º de janeiro a 31 de dezembro). A data de referência para as variáveis estruturais como área, pessoal ocupado e maquinaria era 31 de dezembro. Em contraste, o período de referência do Censo de 1995-1996 era o ano agrícola (1 de agosto de 1995 a 31 de julho de 1996), e a data de referência permaneceu sendo 31 de dezembro para a maioria das variáveis.<sup>2</sup> Um dos motivos para a mudança do período de referência era que os censos anteriores forneciam informações para o plantio e a colheita que não correspondiam ao mesmo ciclo agrícola. Os dados do Censo de 1985, por exemplo, referiam-se a culturas temporárias que foram colhidas em 1985 (a maioria plantada em 1984), e àquelas plantadas

1. São conhecidos três outros artigos que exploraram os problemas do Censo Agropecuário de 1995-1996. Vicente (1998) compara o censo com outras fontes para área colhida no Estado de São Paulo. Hoffmann e Graziano da Silva (1999) comparam o Censo de 1995-1996 com os três censos anteriores. Helfand e Brunstein (2000) e Capítulo 13 deste volume analisam a consistência entre os Censos de 1975, 1980, 1985 e 1995-1996 e a Produção Agrícola Municipal (PAM), do IBGE, para área e produção de 12 culturas em 13 estados.

2. A data de referência para algumas variáveis, como o número de animais e árvores, mudou para 31 de julho de 1996. Isto não altera os resultados aqui encontrados.



em 1985 (que seriam colhidas apenas em 1986). Para a análise econômica do setor, esta ausência de correspondência apresenta obstáculos substanciais.

Uma consequência importante da mudança no período de referência é o fato de o período para coleta dos dados também ter sido alterado. Em vez de coletar os dados no início do ano-calendário seguinte ao período de referência, como foi feito nos Censos de 1970, 1975, 1980 e 1985, a coleta dos dados para o Censo de 1995-1996 começou em agosto de 1996. Acredita-se que, ao contar o número de estabelecimentos em agosto e setembro — período após a colheita da maioria das culturas temporárias, mas anterior ao plantio para o ano seguinte —, se teria um número substancialmente inferior àquele que seria obtido se a contagem fosse realizada entre janeiro e maio — período após o plantio da maioria das culturas, mas antes de completar a colheita.<sup>3</sup> Dessa forma, uma descrição do setor na entressafra é diferente daquela realizada quando as culturas ainda estão no campo. O capítulo introdutório do Censo de 1995-1996 [IBGE (1998, p. 36)] fornece uma explicação para a diferença:

“[...] muitos estabelecimentos têm natureza precária, sendo facilmente identificáveis apenas durante o período entre o plantio e a colheita da safra. Na entressafra, muitas vezes são poucos os vestígios da atividade agrícola que se desenvolveu na área na safra anterior, e freqüentemente o responsável pela produção não pode ser encontrado[...]”.

Devido à alteração na data, uma comparação do Censo de 1995-1996 com o Censo de 1985 pode ser distorcida. Os dados de 1995-1996 devem possuir um viés para menos no número de estabelecimentos — relativo ao que seria contado durante o período de colheita — e este viés deve estender-se em diferentes graus a todos os dados no censo. A seguir, são apresentadas evidências que sugerem que a diferença entre contar o número de estabelecimentos agrícolas na entressafra, *versus* durante a safra, está entre 5% e 8%. O viés para menos seria maior para os produtores menos sujeitos a estarem presentes na entressafra. Assim, acredita-se que o viés seja maior para os produtores de culturas temporárias comparativamente aos de culturas permanentes e animais; para parceiros, arrendatários e ocupantes, em comparação aos proprietários; e para pequenos produtores, em comparação aos grandes.

Um segundo problema na comparação entre dois censos quaisquer é o fato de existir sempre o risco de um deles ter sido realizado num ano atípico. Infelizmente, é precisamente o que ocorreu em 1995-1996. Isto não implica que os

3. Dados fornecidos pelo IBGE revelam que o Censo de 1985 foi realizado quase totalmente durante o período de colheita de 1986 — março a maio. Em contraste, o Censo de 1995-1996 teve cerca de 60% das informações obtidas em agosto e setembro, com o restante coletado, a maior parte, em outubro e novembro.

dados coletados em 1995-1996 fornecem uma descrição incorreta da realidade do momento em que foram obtidos. Significa, entretanto, que o Censo de 1995-1996 pode não ser muito representativo do ambiente de meados dos anos 1990. Como resultado, uma comparação entre os Censos de 1985 e 1995-1996 não oferece indicação precisa das tendências de longo prazo no setor.

Dados de duas pesquisas do IBGE — PNAD e PAM — fornecem dois indicadores do inusitado baixo nível de atividade econômica no setor agrícola em 1996. Na próxima seção é explicado como foi calculado o “número de estabelecimentos” baseando-se nos dados de pessoal ocupado da PNAD. Para os objetivos desta seção, é suficiente reportar que o número de estabelecimentos no Brasil (excluindo a região Norte) reduziu 7,9% em 1996, e em seguida aumentou 5,1% em 1997. Entre 1981 e 1999, apenas em 1981 e 1983 o número de estabelecimentos foi inferior ao de 1996. Os dados da PAM para áreas plantadas e colhidas confirmam os dados da PNAD para número de estabelecimentos. Tanto área plantada como colhida reduziram mais de 10% em 1996, relativamente a 1995, e ambas aumentaram cerca de 4% em 1997. Os valores de 1996 para áreas plantadas e colhidas foram os menores na década.<sup>4</sup>

### 3 METODOLOGIA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

São utilizados dados de pessoal ocupado da PNAD<sup>5</sup> para construir duas variáveis que são comparáveis ao que o censo define como “número de estabelecimentos” e “pessoal ocupado”. Apesar das muitas diferenças nas metodologias do censo e da PNAD, e nas definições das variáveis, demonstra-se, a seguir, que os níveis das variáveis são bastante similares quando os dados são coletados no mesmo período do ano, como foi o caso de 1996. Quando os dados do censo e da PNAD são coletados em diferentes pontos no ano, como nos Censos de 1980 e 1985, os níveis das variáveis são consideravelmente diferentes.

Para isolar os efeitos da mudança da data de coleta dos dados do censo, e de um ano atípico, são conduzidos dois experimentos “contrafatuais” (*counterfactual*). O primeiro procura responder à questão: o que teria acontecido ao número de estabelecimentos e ao pessoal ocupado se a data de coleta das informações não tivesse mudado? O segundo procura respostas para a questão: o que teria acontecido ao número de estabelecimentos e ao pessoal ocupado se 1996 não tivesse sido

4. Os dados da PAM foram baixados da página eletrônica do IBGE, em outubro de 2000.

5. A PNAD foi conduzida pela primeira vez em 1967. Ela tem sido realizada anualmente, desde 1971, com exceção de 1970, 1980 e 1991, quando foram realizados os censos demográficos, e 1994, por motivos excepcionais. As áreas rurais do Centro-Oeste e Norte não foram pesquisadas nos anos 1970. As áreas rurais do Centro-Oeste foram incluídas a partir de 1981. Em 1996, cerca de 105 mil famílias foram pesquisadas [ver IBGE (1997)]. Os dados de 1980-1990 foram obtidos das publicações anuais da PNAD. Os dados de 1992-1999 foram baixados da página eletrônica do IBGE, em níveis nacional e regional.

um ano atípico? O efeito devido à mudança na data é calculado como a diferença entre a mudança absoluta no censo para uma dada variável e aquela mudança que teria ocorrido se a variável do censo tivesse acompanhado a mudança percentual da PNAD entre 1985 e 1996. Segundo este cálculo, não houve mudança na data afetando a evolução da PNAD. Portanto, o “efeito data” é calculado como:

$$\text{Efeito data}^i = (X_{C,96}^i - X_{C,85}^i) - [(X_{P,96}^i - X_{P,85}^i) / X_{P,85}^i] X_{C,85}^i$$

onde:

$i$  = número de estabelecimentos ou pessoal ocupado;

$C$  = dados do censo; e

$P$  = dados da PNAD.

O efeito devido ao ano atípico é calculado como a diferença entre a evolução do censo, se este tivesse acompanhado a mudança percentual da PNAD no período 1985-1996, e a evolução do censo, se este tivesse acompanhado a mudança percentual da PNAD entre as médias trienais (1984-1986) e (1995-1997). Portanto, o “efeito ano atípico” é:

$$\begin{aligned} \text{Efeito ano atípico}^i = & [(X_{P,96}^i - X_{P,85}^i) / X_{P,85}^i] X_{C,85}^i - \{ [(X_{P,95}^i + X_{P,96}^i + \\ & + X_{P,97}^i) - (X_{P,84}^i + X_{P,85}^i + X_{P,86}^i)] / (X_{P,84}^i + X_{P,85}^i + \\ & + X_{P,86}^i) \} X_{C,85}^i \end{aligned}$$

A evolução da PNAD entre 1984-1986 e 1995-1997 fornece informação sobre a tendência de longo prazo no número de estabelecimentos e no pessoal ocupado, entre meados dos anos 1980 e dos anos 1990. Uma vez que 1985 e 1996 foram anos atípicos, a mudança percentual com base apenas nesses dois anos divergiria do percentual baseado nas médias trienais. Finalmente, estima-se a mudança no número de estabelecimentos e no pessoal ocupado, entre meados dos anos 1980 e dos anos 1990, utilizando os níveis dessas variáveis no Censo de 1985 e as mudanças percentuais das médias trienais dados pela PNAD. Isso fornecerá uma estimativa razoável da evolução de longo prazo do setor. Será abordado agora como serão definidos estabelecimentos e pessoal ocupado, com base nos dados do censo e da PNAD.

Segundo o censo [IBGE (1998)], estabelecimento é uma área onde: *a*) ocorre a produção agropecuária; e *b*) o processo produtivo é subordinado a uma única

administração. O segundo ponto é chave. Se um proprietário administra as operações de vários parceiros e arrendatários em sua propriedade, como se constituíssem uma única fazenda, então seriam identificados pelo censo como um único estabelecimento com vários tipos de mão-de-obra. Se, no entanto, os parceiros, arrendatários ou ocupantes administram suas próprias produções agrícolas, então são considerados estabelecimentos separados. Um estabelecimento pode ser formado por parcelas não-confinantes, desde que sejam administradas como uma única unidade — utilizando as mesmas máquinas, pessoal e gerenciamento — e estejam localizadas dentro de um mesmo setor censitário.<sup>6</sup>

Com base nos dados de pessoal ocupado da PNAD, define-se uma variável comparável ao que o censo chama de estabelecimento agrícola. Esta inclui o número de pessoas (dez anos ou mais) que são ocupadas no setor agrícola durante o período de referência, e que são classificadas como “empregadores” ou por “conta própria”. Essas categorias de ocupação seriam escolhidas pela pessoa responsável por um estabelecimento agrícola, de acordo com o censo. A diferença principal entre as duas definições relaciona-se aos períodos de referência.<sup>7</sup> O período de referência para a PNAD é uma única semana no fim de setembro. Este ainda é anterior ao período de plantio da maioria das culturas temporárias no Brasil. Por essa razão, provavelmente levará a um nível de pessoal ocupado inferior àquele obtido se a semana de referência recair numa estação de plantio ou colheita. Por sua vez, no censo procura-se contar o número de estabelecimentos que possuem qualquer tipo de produção agrícola em algum período durante o ano de referência. Embora teoricamente o censo identifique um número maior de estabelecimentos do que a PNAD, na prática no censo apenas se contam os estabelecimentos encontrados naquele período de coleta dos dados. A enumeração do censo durante a colheita provavelmente leva a uma diferença maior em relação à PNAD do que se o censo a fizesse no mesmo período do ano que a PNAD.

Baseando-se na informação fornecida pelos estabelecimentos agrícolas, o censo informa o número total de pessoas ocupadas no setor agrícola. Em 1996, as pessoas responsáveis pelo estabelecimento e membros não-remunerados de sua família correspondiam a 76% da força de trabalho agrícola. Os dados censitários de pessoal ocupado incluem pessoas de todas as idades. Cerca de 86% da força de trabalho eram compostos de maiores de 14 anos de idade em 1996.

6. O requisito de que as parcelas se localizem num mesmo estrato censitário é imposto para simplificar o processo de coleta de dados. É provável que inflacione o número de estabelecimentos que seria determinado baseando-se somente nos outros critérios.

7. Existem outras diferenças (quantitativamente menos importantes) com a PNAD, relacionadas à classificação de pessoas com mais de um tipo de emprego. Ver Campanhola e Graziano da Silva (2000).

Em contraste ao censo, a PNAD informa dados de pessoal ocupado (para pessoas de dez anos ou mais) provenientes de pesquisa familiar (domiciliar). A definição de “trabalho” utilizada pela PNAD foi expandida em 1992, de modo que não afeta aqui os cálculos de estabelecimentos, mas influencia o pessoal ocupado. Antes de 1992, a PNAD definia trabalho como “a) a ocupação econômica remunerada em dinheiro, mercadorias, produtos ou somente em benefícios (moradia, alimentação, roupas etc.); e b) a ocupação econômica, sem remuneração, exercida normalmente durante pelo menos 15 horas por semana: b.1) em ajuda a membro da unidade domiciliar que tenha atividade econômica; b.2) em ajuda a instituição religiosa, beneficente ou de cooperativismo; ou b.3) como aprendiz, estagiário etc. Não se considera como trabalho a ocupação exercida para produzir exclusivamente para o autoconsumo”.<sup>8</sup> Em 1992, o IBGE ampliou a definição de trabalho utilizada pela PNAD de várias formas. Duas mudanças específicas são aqui mais relevantes. Primeiro, o limite de 15 horas para trabalho não-remunerado foi reduzido a uma hora. Segundo, as pessoas que tiverem trabalhado exclusivamente para autoconsumo, ou para construir suas próprias casas, começaram a ser consideradas ocupadas, desde que estivessem engajadas em pelo menos uma hora de trabalho semanal.

A mudança na definição de trabalho que a PNAD utiliza gera implicações tanto positivas como negativas ao estudo. De um lado, a nova definição aproximase mais daquela utilizada pelo censo. O censo, por exemplo, nunca teve um limite de 15 horas para considerar a mão-de-obra familiar não-remunerada como ocupada. Assim, os dados de pessoal ocupado da PNAD e do censo devem ser muito mais parecidos em 1996 do que em 1985. De outro lado, a mudança de definição implica que os dados de pessoal ocupado da PNAD anteriores a 1992 não são diretamente comparáveis àqueles do período 1992-1999. Para contornar esse problema, construiu-se uma série “restrita” do pessoal ocupado que mantém a definição de trabalho utilizada antes de 1992.<sup>9</sup> A partir de 1992, foram excluídas as pessoas que trabalharam apenas para produzir para subsistência ou para construir suas próprias casas; retirou-se também o pessoal não-remunerado que trabalhou menos de 15 horas semanais. Em 1992, de um total de 18,5 milhões de pessoas ocupadas no setor, estes dois grupos representaram 3,2 milhões e 326 mil pessoas, respectivamente.

Além da mudança da definição de trabalho, o questionário da PNAD também foi alterado em 1992. Procurou-se melhor captar as informações de pessoas

8. A citação é do IBGE (1989), como reproduzida em Campanhola e Graziano da Silva (2000, p. 164). A discussão sobre as modificações metodológicas acompanha o anexo *Notas Metodológicas* de Campanhola e Graziano da Silva (2000).

9. Segue-se aqui a metodologia descrita em Campanhola e Graziano da Silva (2000).

que realizaram algum tipo de trabalho na semana de referência, mesmo que por apenas uma hora. Estas não eram facilmente detectadas como ocupadas numa única questão como a utilizada no passado: “o que fez na semana?”.<sup>10</sup> As questões adicionais inseridas poderiam ter um pequeno impacto nos cálculos do número de estabelecimentos, mas parecem afetar de forma significativa a evolução do pessoal ocupado mesmo após restringir os dados de 1992-1999 à mesma definição de trabalho que a dos anos 1980. Conduziu-se um experimento adicional para testar a sensibilidade dos resultados a essas mudanças no questionário, e para assegurar que as conclusões fossem consistentes. O teste é explicado a seguir.

## 4 ANÁLISE EMPÍRICA

### 4.1 Avaliação da Confiabilidade dos Dados da PNAD

A primeira linha das Tabelas 1 e 2 fornece uma comparação dos dados do Censo de 1995-1996 e da PNAD para quatro das cinco principais regiões do país e para o Brasil, sem a região Norte. Para maior simplicidade, refere-se a “Brasil” no restante do artigo, embora excluindo a região Norte.<sup>11</sup> Em nível nacional, o censo e os dados irrestritos da PNAD oferecem informações bastante semelhantes. Observa-se, na Tabela 1, que o número de estabelecimentos fornecido pela PNAD (4,554 milhões) era 2,1% maior que o reportado pelo censo (4,459 milhões). Na Tabela 2 tem-se que o pessoal ocupado no setor agrícola era apenas 0,7% maior, de acordo com a PNAD (16,363 milhões contra 16,247 milhões). Diferenças desta magnitude não são grandes o suficiente para alterar quaisquer conclusões da análise empírica e refletem uma grande consistência entre as duas fontes em 1996.

Como esperado, as diferenças em nível regional são maiores e exibem uma variação considerável. À exceção de apenas um caso, as discrepâncias foram inferiores a 8% (em valor absoluto) e não foram grandes o suficiente para alterar as conclusões da análise empírica. A única exceção foi o pessoal ocupado na região Sudeste, onde a PNAD foi 13,9% maior que o censo. É necessária uma pesquisa adicional para explorar se os padrões sazonais de plantio, colheita e demanda de mão-de-obra específicos para o Sudeste, onde se cultivam a maior parte do café, laranja e cana-de-açúcar, poderiam explicar essa diferença.

Em adição à consistência entre os dados do censo e da PNAD em 1996, os dados desta última inspiram confiança como resultado de seu comportamento no

10. Para uma discussão das modificações no questionário, ver Graziano da Silva e Del Grossi (1997, p. 259).

11. De acordo com o Censo de 1995-1996, as quatro regiões analisadas contêm cerca de 90% dos estabelecimentos no Brasil. Para ter consistência, foi acrescentado o Estado de Tocantins (TO) ao Centro-Oeste e ao total para o Brasil nos anos 1990, porque este estado pertenceu ao Estado de Goiás nos anos 1980. Tocantins é o único estado da região Norte pertencente à coleta de dados rurais da PNAD.

TABELA 1  
**ESTIMATIVA DA MUDANÇA NO NÚMERO DE ESTABELECIMENTOS AGRÍCOLAS (EXCLUINDO-SE O NORTE) — CENSOS AGROPECUÁRIOS DE 1985 E 1995-1996 E PNADs DE 1984-1986 E 1995-1997**  
 (em mil unidades e em %)

	Brasil (sem o Norte) <sup>a</sup>											
	Centro-Oeste <sup>a</sup>			Sul			Sudeste			Nordeste		
	Censo	PNAD	PNAD	Censo	PNAD	PNAD	Censo	PNAD	PNAD	Censo	PNAD	PNAD
1. Dados de 1996	4.459	4.554	2.480	842	847	847	1.003	931	931	287	297	297
2. Mudança absoluta												
1985-1996	-847	-455	-472	-152	-14	-14	-195	-275	-275	-27	-62	-62
1984-1986/1995-1997		-248	36	-37				-215			-32	-32
3. Mudança percentual												
1985-1996	-16,0	-9,1	-16,9	-15,3	-1,7	-1,7	-16,3	-22,8	-22,8	-8,7	-17,4	-17,4
1984-1986/1995-1997		-4,9	1,4	-4,2				-18,5			-9,1	-9,1
4. Teste de igualdade das taxas de crescimento <sup>b</sup> (probabilidade)	Rejeitar	Rejeitar	Rejeitar	Rejeitar	Rejeitar	Rejeitar	Não rejeitar	Não rejeitar	Não rejeitar	Não rejeitar	Não rejeitar	Não rejeitar
5. Decomposição da mudança no número de estabelecimentos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,35	0,75	0,75	0,75	0,75	0,75
Efeito data	-365	-359	-136	78	27	27	78	27	27	27	27	27
Efeito ano atípico	-220	-152	-52	-26	-26	-26	-26	-26	-26	-26	-26	-26
Efeitos combinados	-584	-511	-111	26	1	1	26	1	1	1	1	1
Efeitos combinados (%)	-69	-108	-73	13	4	4	13	4	4	4	4	4
6. Mudança estimada												
1984-1986/1995-1997	-262	39	-41	-41	-221	-28	-221	-28	-28	-28	-28	-28
Cenário 2	-296	-143	-54	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Nota: Ver texto para explicações detalhadas desta tabela.

<sup>a</sup> O Norte, com exceção de Tocantins, é excluído pelo fato de a PNAD não coletar informações em suas áreas rurais. O Estado de Tocantins fazia parte de Goiás, no Centro-Oeste, até a Constituição de 1988. Adicionou-se Tocantins ao Centro-Oeste e ao total do Brasil, nos anos 1990, para manter a consistência com os anos 1980.

<sup>b</sup> Este é um Teste de Wald para igualdade entre as taxas de crescimento implícitas nos dados do censo e um coeficiente obtido da regressão log-linear dos dados da PNAD de 1984-1997 no tempo.

TABELA 2  
**ESTIMATIVA DA MUDANÇA NO PESSOAL OCUPADO NO SETOR AGRÍCOLA (EXCLUINDO-SE O NORTE) — CENSOS AGROPECUÁRIOS DE 1985 E 1995-1996 E PNADs DE 1984-1986 E 1995-1997**  
 (em mil unidades e em %)

	Brasil (sem o Norte) <sup>a</sup>		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste <sup>a</sup>	
	Censo	PNAD <sup>b</sup>	Censo	PNAD <sup>b</sup>	Censo	PNAD <sup>b</sup>	Censo	PNAD <sup>b</sup>	Censo	PNAD <sup>b</sup>
1. Dados irrestritos de 1996 <sup>b</sup>	16.247	16.363	8.211	7.797	3.441	3.998	3.383	3.250	1.212	1.317
2. Mudança absoluta										
1985-1996	-4.909	-1.846	-2.231	-491	-1.297	-520	-1.107	-876	-274	42
1984-1986/1995-1997		-1.116		27		-524		-728		109
3. Mudança percentual										
1985-1996	-23,2	-12,2%	-21,4	-7,2	-27,4	-13,7	-24,7	-24,7	-18,4	4,3
1984-1986/1995-1997		-7,6%		0,4		-14,0		-21,3		11,6
4. Teste da igualdade das taxas de crescimento <sup>c</sup> (probabilidade)	Rejeitar		Rejeitar		Rejeitar		Não rejeitar		Rejeitar	
5. Decomposição da mudança no pessoal ocupado	0,00		0,00		0,00		0,10		0,00	
Efeito data	-2.322		-1.476		-649		1		-338	
Efeito ano atípico	-983		-797		13		-151		-108	
Efeitos combinados	-3.305		-2.273		-636		-150		-446	
Efeitos combinados (%)	-67		-102		-49		-14		-163	
6. Mudança estimada										
1984-1986/1995-1997	-1.604		42		-662		-957		172	
Cenário 2	-2.550		-835		-877		-		-7	

Nota: Ver texto para explicações detalhadas desta tabela.

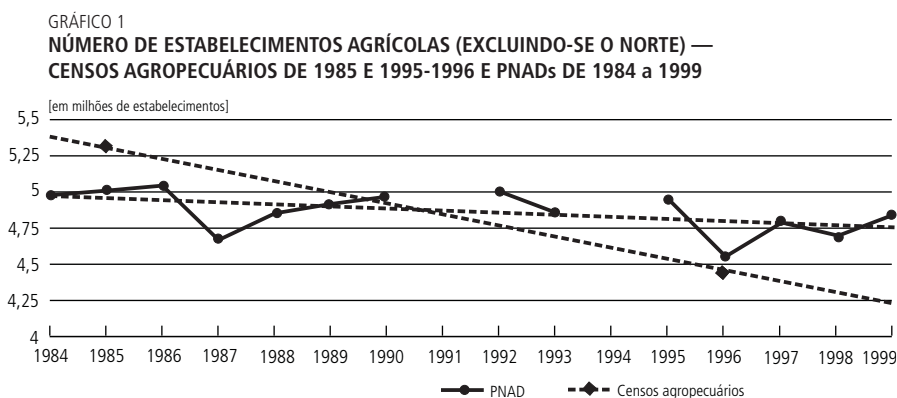
<sup>a</sup> O Estado de Tocantins é incluído. Ver notas para Tabela 1.

<sup>b</sup> A primeira linha da tabela apresenta os dados irrestritos da PNAD para efeito de comparação com os do censo. Todos os demais cálculos são baseados nos dados "restritos" da PNAD. Ver o texto para detalhes.

<sup>c</sup> Este é um teste da taxa de crescimento implícita no censo versus a taxa de crescimento da PNAD. Ver notas para a Tabela 1.



tempo. No Gráfico 1, por exemplo, pode-se observar o número de estabelecimentos no Brasil entre 1984 e 1999 pela PNAD, e pelos censos para 1985 e 1996. Os dados da PNAD revelam um processo de evolução bastante suave no tempo. As duas maiores exceções são 1987 e 1996, quando o número de estabelecimentos decresceu 7,5% e 7,9%, respectivamente. Esses dois anos podem ser explicados por fenômenos facilmente identificáveis. Em 1987, houve um clima bastante desfavorável no Nordeste do Brasil. A produção combinada de milho, arroz, feijão e algodão decresceu quase 60% naquela região. O declínio de 278 mil estabelecimentos no Nordeste explica 74% do declínio no Brasil no mesmo ano. A redução nos estabelecimentos em 1996 reflete uma contração de 10% nas áreas plantada e colhida, afetando, em diferentes níveis, quase todas as regiões do país. Enquanto as séries temporais para o número de estabelecimentos são diferentes para cada região, em todos os casos os dados da PNAD parecem mostrar uma situação bastante consistente no tempo, com a possível exceção de uma mudança para maior nas séries a partir de 1992. Tenta-se controlar esse efeito na análise de sensibilidade a seguir.



#### 4.2 Mudança Estimada no Número de Estabelecimentos e no Pessoal Ocupado: Brasil

Nas duas primeiras colunas da Tabela 1 têm-se os resultados para os dois experimentos contrafatuais para o número de estabelecimentos em nível de Brasil. De acordo com o item 3 da Tabela 1, o número de estabelecimentos reduziu-se em 16%, de acordo com os Censos de 1985 e 1995-1996, mas apenas 9,1% de acordo com os dados da PNAD para 1985 e 1996. Esta diferença de 6,9%, ou -365 mil estabelecimentos, é mostrada como efeito data no item 5 da Tabela 1. Ela representa o declínio adicional no número de estabelecimentos resultante do fato de a coleta de dados ter iniciado em agosto, e não durante a colheita. Um efeito

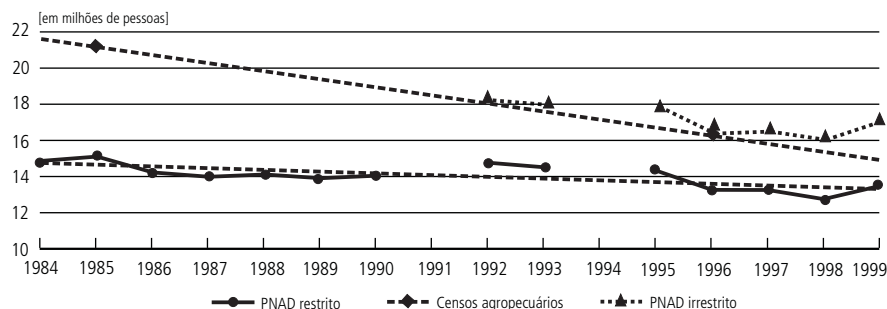
data de mais ou menos 6,9% é também observado quando se comparam os Censos de 1980 e 1985 com as respectivas PNADs. A diferença entre os Censos de 1980, realizado no início de 1981, e a PNAD de setembro de 1981 era de 6,6%. A diferença entre o Censo de 1985 e a PNAD de 1986 era de 5,2%. O efeito data de 1996 pode ter sido um pouco maior porque a maioria dos dados censitários foi coletada antes mesmo dos dados da PNAD em 1996.

O efeito ano atípico de -220 mil estabelecimentos também pode ser observado no item 5. Este reflete o fato de a PNAD ter reduzido apenas 4,9% entre os triênios 1984-1986 e 1995-1997, em vez dos 9,1% reduzidos entre 1985 e 1996. O efeito combinado da mudança na data e do ano atípico de -584 mil estabelecimentos pode ser observado no item 5. Ele representa 69% dos estabelecimentos que o censo identifica como tendo desaparecido entre 1985 e 1996.

Com base no declínio de 4,9% medido pela PNAD, estimou-se uma redução de 262 mil estabelecimentos entre meados dos anos 1980 e dos anos 1990 (item 6). Apresenta-se uma estimativa alternativa para verificar a consistência dos nossos resultados às mudanças na metodologia e questionário da PNAD em 1992. Embora acreditando que essas alterações tenham maior efeito no pessoal ocupado do que no número de estabelecimentos, realizou-se a estimativa alternativa para ambos os casos. No Gráfico 1 observa-se um crescimento de 0,7% no número de estabelecimentos de 1992 em relação a 1990. Este não é inconsistente com os dados de áreas plantada e colhida em 1992, que foram quase idênticas às de 1990. Não obstante, a estimativa alternativa foi construída sob a pressuposição de que o aumento observado no número de estabelecimentos não ocorreu de fato, e se deveu exclusivamente às mudanças no questionário da PNAD. Assim, recalcularam-se as séries para os anos 1990 impondo que 1992 fosse igual a 1990, e então impondo a evolução (em termos percentuais) das séries originais ao novo nível de 1992. A mudança estimada nos estabelecimentos, -296 mil, é observada no item 6 da Tabela 1 como “cenário 2”. É praticamente a mesma que na primeira estimativa. Assim, conclui-se com base na PNAD que a redução no número de estabelecimentos entre meados dos anos 1980 e dos anos 1990 foi de apenas 1/3 do reportado no censo. Cerca de 2/3 do declínio aparente foram devidos à mudança na data de coleta das informações do censo e às peculiaridades de 1996.

A Tabela 2 e o Gráfico 2 apresentam conclusões semelhantes para o pessoal ocupado em nível de Brasil. O gráfico fornece os dados restritos da PNAD, que possuem uma definição consistente no tempo e foram aqui utilizados, assim como os dados irrestritos da PNAD para efeito de comparação. O item 3 da Tabela 2 mostra uma queda de 23,2% no pessoal ocupado entre 1985 e 1996, de acordo

GRÁFICO 2  
**PESSOAL OCUPADO NO SETOR AGRÍCOLA (EXCLUINDO-SE O NORTE) —**  
**CENSOS AGROPECUÁRIOS DE 1985 E 1995-1996 E PNADs DE 1984 a 1999**



com o censo, enquanto a PNAD registra uma queda de 12,2%. Quando se consideram as médias trianuais, a redução no pessoal ocupado pela PNAD cai para 7,6%. Isto leva a uma estimativa de queda no pessoal ocupado no longo prazo de cerca de 1,6 milhão de pessoas. No item 5, observa-se que o efeito combinado da mudança na data (-2,3 milhões) e no ano atípico (-983 mil) explica 67% da queda de 4,9 milhões reportados pelo censo. Em termos percentuais, isto é quase idêntico ao encontrado para o número de estabelecimentos.

Estimou-se, outra vez, um segundo cenário de longo prazo, considerando a mudança que ocorreria se os valores de pessoal ocupado fossem idênticos em 1990 e 1992. Este é um experimento mais importante para essa variável do que para o número de estabelecimentos, uma vez que a mudança no questionário da PNAD em 1992 deve ter um impacto maior no pessoal ocupado total do que nos empregadores e por conta própria. Como ilustrado no Gráfico 2, o pessoal ocupado no setor agrícola aparentemente cresceu 5,1% entre 1990 e 1992, embora não houvesse motivo econômico claro para esse fato. A nova estimativa de queda no pessoal ocupado (2,55 milhões) é consideravelmente maior que a primeira estimativa, mas não altera os resultados qualitativos. Conclui-se que o pessoal ocupado decresceu entre 1,60 milhão e 2,55 milhões de pessoas — isso representa apenas entre 33% e 52% do mostrado pelo censo.

### 4.3 Mudança Estimada no Número de Estabelecimentos e no Pessoal Ocupado: Regiões

Nas Tabelas 1 e 2, são observadas também as decomposições em nível regional. De acordo com o censo, o número de estabelecimentos reduziu de 15% a 17% no Nordeste, Sudeste e Sul, mas apenas 8,7% no Centro-Oeste. Similarmente, o pessoal ocupado reduziu de 21% a 28% nas três primeiras regiões, e de um percentual

um pouco menor no Centro-Oeste. A PNAD, em contraste, oferece um cenário muito mais heterogêneo.

O Nordeste é a região onde as duas fontes de dados exibem a maior discrepância. Observa-se no item 3 da Tabela 1 que a PNAD mostra um declínio de apenas 4% nos estabelecimentos, entre 1985 e 1996, e um *aumento* de 1,4% quando se consideram as médias trianuais de meados dos anos 1980 e dos anos 1990. Comportamento semelhante pode ser observado para o pessoal ocupado na Tabela 2, com praticamente nenhuma mudança entre meados dos anos 1980 e dos anos 1990. Como conseqüência, as decomposições realizadas mostram que as mudanças reportadas nos censos, para os estabelecimentos (-16,9%) e o pessoal ocupado (-21,4%), foram completamente devidas aos efeitos data e ano atípico. Esta é uma conclusão forte que deve ser vista com cautela. Ela sugere a necessidade de pesquisas adicionais no Nordeste.

Os dados anuais da PNAD revelam que houve uma grande mudança para cima nas séries em 1992. Embora este aumento, de fato, possa ter ocorrido como reflexos de modestos crescimentos nas áreas totais plantadas e colhidas entre 1990 e 1992, conduziu-se o experimento assumindo que não houvesse mudança no número de estabelecimentos e pessoal ocupado nesses dois anos. No item 6 das Tabelas 1 e 2 observa-se que esse cenário mostra uma queda de 143 mil estabelecimentos e 835 mil pessoas ocupadas, ou 30% e 37%, respectivamente, das reduções mostradas pelo censo. Desse modo, mesmo com esse cenário, cerca de 2/3 da queda mostrada pelo censo parecem não ter ocorrido.

Esta conclusão parece razoável por três motivos. O primeiro é que 1996 foi claramente um ano atípico no Nordeste. A PNAD registrou um decréscimo de 8,6% no número de estabelecimentos, que foi totalmente revertido em 1997. Em segundo lugar, é provável que o efeito data seja mais forte no Nordeste do que em outras regiões, devido à maior proporção de pequenos produtores e de estabelecimentos administrados por pessoas não-proprietárias. Esses dois grupos são menos suscetíveis a estarem presentes na entressafra. Por exemplo, em 1985, os estabelecimentos até dez hectares representavam 70% do total no Nordeste, enquanto não excediam 42% em quaisquer das três outras regiões. Ao mesmo tempo, os estabelecimentos administrados por não-proprietários — incluindo arrendatários, parceiros e ocupantes — respondiam por 44% dos estabelecimentos no Nordeste em 1985. Nas outras três regiões os não-proprietários correspondiam sempre a menos de 28%. Um último motivo para aceitar a persistência, em vez do êxodo dos produtores, relaciona-se ao fato de os produtores nessa região terem sido, de certa forma, protegidos das conseqüências negativas das reformas de políticas dos

anos 1990. Elevados custos de transações, oriundos das grandes distâncias e infraestrutura insuficiente, levaram a amplas bandas de preços, isolando os produtores dos movimentos nos preços de mercado. Muitos pequenos agricultores familiares são compradores líquidos de alimentos e teriam sido beneficiados das reduções de preços nos anos 1990, em vez de serem prejudicados por estas. Finalizando, muitos pequenos produtores detêm um portfólio de fontes de renda, incluindo trabalho agrícola e não-agrícola. Múltiplas fontes de renda podem reduzir a importância da renda agrícola para a população rural de menor poder aquisitivo, e pode ser outra força auxiliando a persistência em vez do êxodo.

Em contraste ao Nordeste, o Sul é a região onde o censo e a PNAD exibem o maior grau de consistência. Nas Tabelas 1 e 2, item 5, observa-se que os efeitos data e ano atípico combinados explicam, para essa região, menos de 15% (em valor absoluto), tanto para estabelecimentos como pessoal ocupado. Além disso, os testes Wald para as equivalências entre a taxa de crescimento implícita nos censos e a obtida de uma regressão log-linear dos dados da PNAD para o período 1984-1997, não puderam ser rejeitados tanto para estabelecimentos como pessoal ocupado (ver item 4). Assim sendo, não foi possível rejeitar a hipótese de que ambas as fontes de informação fornecem a mesma taxa de declínio.<sup>12</sup>

Foram identificados dois fatores que contribuíram para reduzir a discrepância entre o censo e a PNAD no Sul. De um lado, dados de área plantada e colhida mostram pequena diferença entre 1995, 1996 e 1997 e, portanto, eliminando o efeito ano atípico. De outro lado, existem vários fatores no Sul que podem ter facilitado encontrar as pessoas para a coleta das informações — mesmo na entressafra — e minimizado o efeito data. De acordo com o Censo de 1985, o Sul é a região com a maior percentagem de produtores residentes no estabelecimento. Dos produtores do Sul, 76% residiam no estabelecimento, enquanto no Sudeste estes eram apenas 58%, e no Centro-Oeste, 63%. Havia apenas uma pequena diferença com o Nordeste, mas, como já visto, uma percentagem muito maior de estabelecimentos no Sul era operada pelo proprietário. A idéia de que existe um pequeno efeito data no Sul é respaldada pelo fato de haver também uma pequena diferença entre o censo e a PNAD em 1980 e 1985, embora as informações tenham sido coletadas em diferentes períodos no ano.

Pode-se observar no item 6 das Tabelas 1 e 2 que as reformas de política dos anos 1990, incluindo a eliminação dos subsídios, a liberalização de comércio e a formação do Mercosul tiveram um forte impacto no Sul. Cerca de 200 mil estabe-

12. O teste de sensibilidade conduzido para outras regiões não foi aplicável porque o número de estabelecimentos e o pessoal ocupado foram menores em 1992 do que em 1990.

lecimentos e 1 milhão de pessoas deixaram o setor agrícola no Sul nesse período. Os dados anuais da PNAD revelam que o processo começou no início da década, com o número de estabelecimentos e o pessoal ocupado começando a reduzir já em 1992.

A experiência do Sudeste aparece como caso intermediário entre o Sul e o Nordeste. Assim como no Sul, o impacto da reforma de política nos anos 1990 foi substancial no Sudeste. Da mesma forma que no Nordeste, existem diferenças importantes entre o censo e a PNAD. Na Tabela 1, observa-se que o censo reporta um declínio de 15,3% no número de estabelecimentos. A estimativa de longo prazo da PNAD é de apenas 4,2%, ou 41 mil estabelecimentos. Isso leva a efeitos combinados de data e ano de 73%, que reduz apenas para 65% no segundo cenário. A discrepância com os dados de pessoal ocupado é menor, e a correção no segundo cenário gera uma diferença maior. A primeira estimativa de redução do pessoal ocupado no longo prazo — 662 mil pessoas — é quase a metade do que o censo indica. No segundo cenário, a estimativa aumenta para 877 mil, e os efeitos combinados data e ano caem para 1/3. Os resultados sugerem que o pessoal ocupado tem-se reduzido mais rapidamente que o número de estabelecimentos no Sudeste. Isso parece ser um reflexo de duas forças: a persistência de pequenos produtores e a transformação das grandes propriedades, que têm adotado tecnologias poupadoras de mão-de-obra (como a colheita mecanizada de cana-de-açúcar) e têm saído da produção de culturas intensivas em mão-de-obra (como o algodão).

Em contraste com as outras três regiões, o Centro-Oeste é a única região onde a comparação entre o censo e a PNAD leva a conclusões bastante diferentes para estabelecimentos e pessoal ocupado. Assim como no Sul, os testes Wald não detectaram qualquer diferença estatisticamente significativa nas taxas de crescimento dos estabelecimentos (item 4, Tabela 1). Ambas as fontes apresentam um declínio de longo prazo em torno de 9%, ou 28 mil estabelecimentos. Apesar dessa consistência, na Tabela 2 tem-se que o censo registra uma queda de 18,4% no pessoal ocupado no Centro-Oeste, enquanto a PNAD aponta um aumento de 11,6%. Grande parte do aumento é devido à mudança para maior em 1992, quando a PNAD alterou seu questionário, e todo o aumento desaparece sob as pressuposições do segundo cenário (item 6, Tabela 2). Contudo, ainda existe uma diferença substancial entre a redução no pessoal ocupado de 274 mil, de acordo com o censo, e de 7 mil, baseada na segunda estimativa aqui obtida. Dois comentários são necessários. Primeiro, o Centro-Oeste tem sido a região agrícola mais dinâmica do país nos anos 1990 [Helfand e Rezende (1999 e 2001)], e é plausível que o número de pessoas ocupadas tenha permanecido estável. Segundo, os dados de pessoal ocupado das duas fontes podem divergir porque o censo obtém essa infor-

mação do empregador (estabelecimento), enquanto a PNAD a obtém do empregado (domicílio). Uma vez que um percentual muito maior da mão-de-obra agrícola no Centro-Oeste (e Sudeste) é composta de mão-de-obra contratada, isto poderia explicar uma discrepância maior nessas duas regiões. De acordo com o Censo de 1985, por exemplo, 35% da força de trabalho nessas duas regiões eram contratados, comparados a apenas 17% no Nordeste e Sul.

## 5 CONCLUSÕES

Procurou-se aqui questionar a idéia convencional de que as reformas de política e o ambiente econômico dos anos 1980 e 1990 resultaram num êxodo em massa para fora do setor agrícola no Brasil. Essa idéia baseou-se nos Censos Agropecuários de 1985 e 1995-1996. Argumentou-se que o Censo de 1995-1996 não se mostrou comparável ao de 1985 pelo fato de ter ocorrido uma mudança no período de coleta das informações, e não foi representativo de meados dos anos 1990, pois 1996 foi um ano atípico, com um baixo e incomum nível de atividade econômica no setor. A combinação dessas duas forças deu a impressão de que a mudança foi mais que o dobro do que realmente ocorreu.

Baseando-se numa análise dos dados anuais da PNAD, estimou-se um declínio no número de estabelecimentos do setor agrícola brasileiro perto de 5% entre meados dos anos 1980 e dos anos 1990. O declínio, conforme a PNAD, era de apenas 1/3 do que o censo reportou. A queda no número de estabelecimentos no setor parece ter revertido parcialmente o aumento de 12% registrado entre os Censos de 1980 e 1985. Não está evidente, entretanto, se a contração tem continuado. O número de estabelecimentos permaneceu praticamente estável entre 1997 e 1999.

A análise mostrou que o pessoal ocupado no setor agrícola reduziu quase duas vezes mais rápido que o número de estabelecimentos. Dependendo das presunções adotadas, estima-se uma contração entre 7% e 12% entre meados dos anos 1980 e dos anos 1990. Mas, novamente, isto estava apenas entre 1/3 e metade do que o censo registrou.

Em nível regional, o censo apresentou um processo de contração relativamente homogêneo entre as regiões. Acredita-se que as distorções no censo servem para disfarçar a heterogeneidade espacial implícita no processo de ajustamento nos anos 1990. A análise aqui feita, em contraste, aponta para experiências altamente diferenciadas regionalmente. Em um extremo, o Sul tem sofrido com a perda de subsídios e com a intensa competição com as importações resultantes da liberalização comercial e da formação do Mercosul. Como resultado, o número de estabeleci-

mentos e o pessoal ocupado contraíram em torno de 20%. No outro extremo, o número de estabelecimentos e o pessoal ocupado no Nordeste parecem ser os menos afetados pelas reformas de políticas e pelo ambiente econômico desse período. Esta conclusão contradiz a informação do censo, mas parece plausível por várias razões. Além da evidência de que os efeitos da mudança da data e do ano atípico foram especialmente grandes no Nordeste, esta região continua em parte protegida da competição, em virtude dos elevados custos de transações que resultam da distância e da fraca infra-estrutura. O Sudeste foi um caso intermediário. Ele exibiu um considerável ajustamento no pessoal ocupado, mas uma mudança muito menor no número de estabelecimentos. Isto sugere que os pequenos produtores podem estar sobrevivendo, ao mesmo tempo que as grandes propriedades modernizam-se e saem da produção de culturas intensivas em mão-de-obra. O Centro-Oeste, em contraste, não apresenta sinais de contração no pessoal ocupado, apesar da queda no número de estabelecimentos. Como uma região agrícola dinâmica, isto é consistente com a expansão de produção baseada na mão-de-obra contratada e no aumento do tamanho dos estabelecimentos.

Como conclusão, existe evidência de que o novo ambiente de políticas dos anos 1990 tem levado a um considerável ajustamento estrutural dentro do setor agrícola brasileiro, e que esse processo tem sido bastante heterogêneo entre as regiões. Infelizmente, o Censo Agropecuário de 1995-1996 tem obscurecido muitas dessas mudanças.

#### BIBLIOGRAFIA

- CAMPANHOLA, C., GRAZIANO DA SILVA, J. (orgs.). *O novo rural brasileiro: uma análise nacional e regional*. São Paulo, Jaguariúna: Embrapa, v. 1, 2000.
- GRAZIANO DA SILVA, J., DEL GROSSI, M. E. A mudança no conceito de trabalho nas novas PNADs. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 8, p. 247-261, jun. 1997.
- HELFAND, S. M., BRUNSTEIN, L. F. The changing structure of the Brazilian agricultural sector: can we believe the 1995-96 agricultural census? *Anais do XXXVIII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, CD-ROM, Rio de Janeiro, 30 de julho a 5 de agosto de 2000, e Brasília: Sober, 2000.
- HELFAND, S. M., REZENDE, G. C. de. *Brazilian agriculture in the 1990s: impact of the policy reforms*. IPEA, abr. 2001 (Texto para Discussão, 785).
- . Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do Centro-Oeste. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 19, p. 219-273, jun. 1999.
- HOFFMANN, R., GRAZIANO DA SILVA, J. O censo agropecuário de 1995-96 e a distribuição da posse da terra no Brasil. *Anais do XXXVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, CD-ROM, Paraná: Foz do Iguaçu, 1 a 5 de agosto de 1999 e Brasília: Sober, 1999.



IBGE. *Censo Agropecuário de 1985*. Rio de Janeiro, 1991.

———. *Censo Agropecuário de 1995-1996*. Rio de Janeiro, n. 1, 1998.

———. *III Confest: conclusões (síntese do Grupo 7: estatísticas do trabalho)*. SERRA, N., SOUZA, P. R. de. (coords.), OLIVEIRA, J. de (relatora). Rio de Janeiro: CPE, p. 55-60, nov. 1989.

———. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) — 1996*, v. 18, Rio de Janeiro, 1997.

———. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)*. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>.

———. *Produção Agrícola Municipal (PAM)*. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>.

VICENTE, J. R. Áreas de culturas no estado de São Paulo: comparação entre os resultados do Censo Agropecuário de 1995-1996, do projeto Lupa e do levantamento subjetivo IEA/Cati. *Informações Econômicas*, v. 28, n. 7, p. 7-10, jul. 1998.



## REVENDO AS LIMITAÇÕES DO CENSO AGROPECUÁRIO DE 1995-1996: UMA COMPARAÇÃO ENTRE O CENSO E A PAM\*

Steven M. Helfand  
Luis F. Brunstein

### 1 INTRODUÇÃO

Continuamos aqui nossa análise dos problemas do Censo Agropecuário de 1995-1996, que resultaram da mudança do período de referência do censo. A diferença em relação ao que se viu no artigo Mudanças Estruturais no Setor Agrícola Brasileiro e as Limitações do Censo Agropecuário de 1995-1996, Capítulo 12 deste volume, é que, aqui, comparamos os dados do censo com os dados da Produção Agrícola Municipal (PAM) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em vez dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Embora a comparação dos dados do censo com a PNAD proporcione uma prova direta do impacto da mudança do período de referência no número de estabelecimentos pesquisados, a comparação com a PAM proporciona uma prova indireta por analisar os valores de outras variáveis informadas no censo. Além de destacar os problemas do Censo Agropecuário de 1995-1996, a comparação entre o censo e a PAM é por si só interessante. Permite-nos examinar a consistência das duas fontes de informação. Para evitar repetição, a maior parte da discussão sobre a metodologia do censo e as questões acerca da mudança do período de referência do Censo Agropecuário de 1995-1996 que foram abordadas no artigo acima referido não foram aqui incluídas. Assim, recomendamos que esses dois artigos sejam lidos em conjunto.

Para testar a hipótese de que a mudança do período de referência do Censo Agropecuário de 1995-1996 resultou na coleta de dados de um número de estabelecimentos menor do que teria sido caso não tivesse havido mudança, explorou-se a relação ao longo dos anos entre os dados do censo agropecuário e os dados

---

\* Gostaríamos de agradecer a Gervásio Castro de Rezende, Antônio Carlos Simões Florido e Manuel Antônio Soares da Cunha, a ajuda através de seus comentários sobre o esboço inicial, a Alan Levenson, sua valiosa assistência de pesquisa, e a André H. F. A. Kano pela tradução.

publicados na PAM, a fonte oficial anual de informação sobre área e produção. Foi feita uma análise da diferença entre as duas fontes de dados para os 12 produtos mais importantes, em 13 dos estados economicamente mais importantes, durante os anos que correspondem aos quatro censos mais recentes (1975, 1980, 1985 e 1995-1996). Como nem todos os estabelecimentos que produziram em 1995-1996 foram pesquisados pelo censo, então os dados censitários de área e produção devem possuir um viés para menos. Desse modo, nossa hipótese principal é a de que as discrepâncias entre as duas fontes de informações serão maiores em 1995-1996 do que nos anos anteriores, devido à mudança do período de referência — e assim do período de coleta dos dados — do censo. Além disso, as discrepâncias talvez sejam maiores para esses produtos produzidos por estabelecimentos que têm menos probabilidade de estar presentes na entressafra: pequenos produtores, parceiros e arrendatários, e produtores de colheitas temporárias. Exploram-se os determinantes das discrepâncias com um modelo econométrico simples.

É importante enfatizar que não se sabe se o censo ou a PAM proporcionam uma aproximação mais exata da “verdade” sobre a área colhida e a produção no Brasil. Na discussão seguinte, destacam-se várias das mais importantes limitações de cada fonte de dados. Enquanto um censo pretende proporcionar uma visão ampla do setor num determinado momento, há muitas razões pelas quais os dados podem conter erros substanciais. Primeiro, como já sugerido, a cobertura pode não ser completa. Além do mais, a probabilidade de inclusão pode não ser idêntica entre os diferentes grupos de estabelecimentos (por exemplo, grandes *versus* pequenos). O exemplo de uma pesquisa por amostra ilustra esta questão. Se as probabilidades de inclusão entre diferentes grupos são conhecidas ou podem ser estimadas, então os dados podem ser corrigidos com fatores de expansão, de modo a proporcionar estimativas não-viesadas da população de interesse [Deaton (1997, Cap. 1)]. Este tipo de exercício parece plausível no contexto do Censo Agropecuário de 1995-1996.

Um segundo problema com os dados do censo é que as respostas podem ter um viés para menos devido ao distanciamento entre a data de coleta e a data de referência (ou período de referência) dos dados pesquisados no censo. Há uma ampla evidência de que as respostas de pesquisas sobre consumo declinam com o distanciamento entre a data de coleta e a data de referência dos dados [Deaton (p. 25)]. É provável que isso também seja verdade para produtores agrícolas que têm de responder perguntas que cobrem um período de 12 meses. Muitos desses produtores não mantêm registros e não são alfabetizados. Esta questão deve ser ainda mais problemática para dados estruturais em 1995-1996 relativos aos censos anteriores, quando os dados foram coletados brevemente depois da data de

referência. Com o Censo de 1995-1996, ao contrário, os dados foram coletados no começo de agosto — oito meses após a data de referência para variáveis estruturais de 31 de dezembro de 1995. Este tipo de viés talvez varie inversamente ao tamanho do estabelecimento, que acreditamos seja positivamente correlacionado com a educação. Uma terceira fonte do viés para baixo pode se originar da desconfiança do governo e o que ele pode fazer com os dados que reúne. Este poderia ser um problema mais significativo com grandes produtores, uma vez que eles têm mais a perder com relação aos impostos sobre terra e renda.

Ao contrário do censo, é difícil avaliar as fontes de viés que estão presentes nos dados derivados da pesquisa PAM.<sup>1</sup> Esta fornece dados anuais para cerca de 60 produtos baseados numa “pesquisa subjetiva”. Área e produção não são estimadas com base numa amostra aleatória de produtores. Para a maioria dos produtos aqui analisados, desde 1974 os dados anuais da PAM foram elaborados usando originalmente informações de uma pesquisa mensal do IBGE de área e quantidade chamada Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA).<sup>2</sup> O LSPA também é uma pesquisa subjetiva e, desde 1988, cobriu 34 produtos. Pretende-se fornecer informações atualizadas, começando antes do plantio e continuando até o fim da colheita, e que podem ser usadas para previsão e outros propósitos. Os dados mensais do LSPA são obtidos “através de reuniões com técnicos de outros órgãos que atuam na área, produtores e outros colaboradores sediados nos diversos municípios, representantes técnicos de entidades públicas e privadas que participam dos colegiados técnicos de estatísticas agrícolas ao nível estadual, regional e municipal” [IBGE (1988, p. 42)]. Depois de realizada a colheita, informações adicionais são reunidas por órgãos públicos envolvidos na regulação da comercialização e de indústrias que consomem esses produtos. Isso permite ao IBGE revisar algumas de suas estimativas mensais do LSPA conforme elas são convertidas nas estimativas anuais finais da PAM. Finalmente, além de todos os contatos com os órgãos públicos, produtores agrícolas e indústrias, o agente do IBGE responsável pelo fornecimento dos dados municipais da PAM também pode contar com seu “próprio conhecimento [...] da região” [IBGE (1988, p. 85)]. Concentrou-se aqui, no censo, mas uma pesquisa adicional deveria ser feita sobre a qualidade dos dados fornecidos pela PAM.

Outro motivo adicional pelo qual o censo e a PAM podem apresentar discrepâncias deve ser mencionado. Para comparar a PAM ao Censo Agropecuário de

1. As informações sobre a metodologia da PAM foram obtidas do IBGE (1988) e de conversas com técnicos do IBGE.

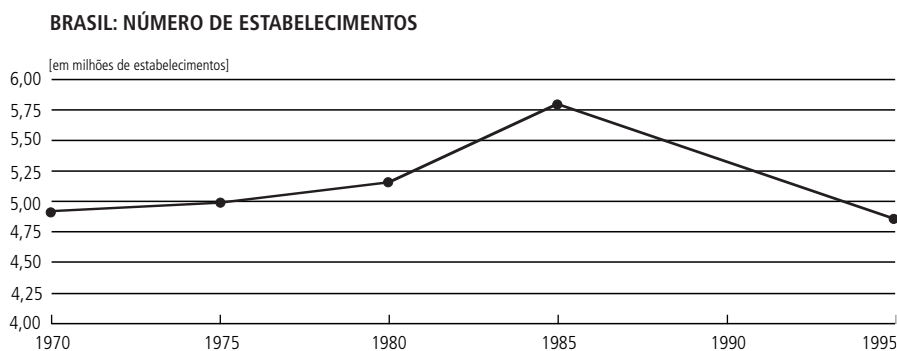
2. Nos casos como o do café, em que existia uma agência governamental especializada, o LSPA obtinha informações desse produto diretamente através desta agência. Dessa maneira, o Instituto Brasileiro de Café (IBC) fornecia os dados sobre café.

1995-1996, foi necessário criar uma média ponderada dos dados de 1995 e 1996 da PAM. Isso foi feito de forma desagregada por produto e região, com base na distribuição mensal da produção retirada do censo. Mais de 90% da produção de muitos produtos, como as de soja e trigo, ocorrem no período de um ano civil. Para esses produtos, os erros resultantes da ponderação dos dados são mínimos. Em alguns casos, como o do cacau, isto não ocorreu, e é preciso estar atento aos possíveis erros de medida introduzidos nas estimativas para esses produtos no ano agrícola de 1995-1996.

Na seção seguinte serão discutidos os resultados da análise aqui feita, e na Seção 3 apresentadas as conclusões.

## 2 A ANÁLISE DOS RESULTADOS

O gráfico a seguir mostra a evolução do número de estabelecimentos agrícolas de 1970 a 1995.<sup>3</sup> O número de estabelecimentos no Brasil foi relativamente estável entre 1970 e 1980. Esse número cresceu 12% entre 1980 e 1985, e caiu 16% entre 1985 e 1995. Como se pode ver na Tabela 1, todas as regiões seguiram o mesmo padrão geral. Os menores estabelecimentos — aqueles entre zero e dez hectares — parecem ter sofrido mais mudanças do que os maiores, sugerindo que fatores cíclicos afetaram-nos de forma mais acentuada. Em cada região do Brasil, o crescimento em 1985 e a retração em 1995 foram mais severos para os pequenos estabelecimentos. Com a perspectiva de cinco censos cobrindo 25 anos de dados, um argumento poderia ser feito de que 1985, e não 1995, foi o ano censitário mais atípico.



3. A data de referência das variáveis estruturais, assim como a do número de estabelecimentos, no Censo de 1995-1996, é 31 de dezembro de 1995. Dessa forma, referiu-se a 1995 e não a 1995-1996.

**TABELA 1**  
**BRASIL: ESTABELECIMENTOS AGROPECUÁRIOS POR REGIÃO E TAMANHO — 1970-1995**

Região/Tamanho do estabelecimento (ha)	Número de estabelecimentos					Variação percentual	
	1970	1975	1980	1985	1995	1980-1985	1985-1995
<b>Brasil</b>							
0-10	2.519.625	2.601.860	2.598.016	3.064.822	2.402.374	18	-22
10-100	1.934.361	1.899.151	2.016.774	2.160.340	1.916.487	7	-11
100-1.000	414.745	446.170	488.521	517.431	469.964	6	-9
1.000	36.873	41.467	47.843	50.411	49.358	5	-2
Total	4.923.991	4.993.251	5.159.850	5.801.809	4.859.865	12	-16
<b>Nordeste</b>							
0-10	1.499.625	1.641.931	1.654.841	1.971.391	1.570.511	19	-20
10-100	560.893	567.033	637.263	667.491	604.261	5	-9
100-1.000	126.124	131.045	141.134	143.965	125.406	2	-13
1.000	8.660	9.120	10.235	10.552	8.907	3	-16
Total	2.206.787	2.351.415	2.447.512	2.798.239	2.326.413	14	-17
<b>Sudeste</b>							
0-10	310.205	277.485	290.196	355.873	286.872	23	-19
10-100	484.775	459.961	458.805	494.263	428.912	8	-13
100-1.000	125.833	131.738	131.408	133.294	118.080	1	-11
1.000	7.746	8.663	8.585	8.364	7.017	-3	-16
Total	928.918	878.684	890.869	993.978	841.661	12	-15
<b>Sul</b>							
0-10	538.865	460.724	451.860	502.675	377.761	11	-25
10-100	674.185	630.591	624.181	625.123	555.246	0	-11
100-1.000	55.462	58.820	62.973	64.419	64.390	2	0
1.000	4.790	5.202	5.550	5.448	5.030	-2	-8
Total	1.274.009	1.156.580	1.145.548	1.198.542	1.003.180	5	-16
<b>Centro-Oeste</b>							
0-10	61.495	68.496	51.519	67.079	32.427	30	-52
10-100	91.818	91.381	92.075	108.758	110.971	18	2
100-1.000	50.331	54.977	64.928	73.731	78.441	14	6
1.000	11.291	12.782	15.876	17.635	20.381	11	16
Total	215.565	227.733	224.630	267.337	242.436	19	-9

Fonte: Censos Agropecuários (vários anos).

A Tabela 2 apresenta as diferenças percentuais na produção e área colhida entre a PAM e os censos para 12 produtos em nível nacional.<sup>4</sup> Números positivos resultam da PAM informando um número maior do que o censo. As discrepâncias deveriam ser menores em nível nacional do que em nível estadual porque erros positivos na medida em um estado podem compensar os erros negativos em outro estado antes de o desvio percentual ser calculado. A última linha da Tabela 2 mostra que a discrepância média dos 12 produtos durante os quatro períodos foi bem grande: 14% para área e 24% para produção. O desvio médio foi cerca de duas vezes maior no nível estadual. As discrepâncias desta magnitude é motivo de preocupação em relação à qualidade de uma ou ambas as fontes de dados.

A última linha da Tabela 2 mostra que a divergência entre as duas fontes foi, como suposto pela hipótese inicial, maior em 1995-1996 do que em 1985. Tanto

TABELA 2  
BRASIL: DESVIO PERCENTUAL ENTRE A PAM E O CENSO POR PRODUTO

Produto	Área					Produção				
	1975	1980	1985	1995-1996	1975 a 1995-1996	1975	1980	1985	1995-1996	1975 a 1995-1996
Café	-2	-1	-4	6	0	2	0	3	-4	0
Cacau	-1	2	-6	2	-1	-7	-10	1	13	-1
Arroz	-6	9	-8	9	1	3	21	0	7	8
Cana-de-açúcar	6	0	3	8	4	14	6	8	17	11
Trigo	27	18	6	11	16	14	12	13	7	12
Soja	3	13	8	9	8	13	19	9	7	12
Milho	1	11	-2	13	6	14	30	24	16	21
Algodão herbáceo	53	30	10	20	28	42	23	22	17	26
Feijão	6	6	-10	17	5	43	14	14	35	26
Laranja	60	26	5	-10	20	38	39	20	27	31
Algodão arbóreo	25	42	44	-	37	33	51	14	-	33
Mandioca	56	74	14	35	45	124	112	86	126	112
Média <sup>a</sup>	19	19	5	11	14	28	26	18	24	24

<sup>a</sup> Média simples de todos os dados disponíveis.

4. O algodão arbóreo foi excluído da amostra de 1995 por ter desaparecido da paisagem nacional. De acordo com o censo, apenas 2.555 toneladas foram produzidas em 1995-1996 em nível nacional, e as discrepâncias percentuais eram enormes. Será visto posteriormente a exclusão de *outliers* que poderiam afetar as estimativas.



a discrepância média para área colhida quanto para a quantidade produzida aumentou em seis pontos percentuais (de 5% para 11% para área, e de 18% para 24% para produção). Entretanto, as discrepâncias no período 1975-1985 não foram constantes. Havia substancialmente mais consistência entre as duas fontes de dados em 1985 do que nos dois censos anteriores. Além disso, as estimativas da PAM foram quase sempre maiores do que as do censo. Em nível nacional, as estimativas da PAM são maiores em 79% dos casos para área e 94% para produção. Por ser a produção mais difícil de medir do que a área, as discrepâncias médias são maiores para produção do que para a área em todos os anos.

A Tabela 2 mostra que o tipo de produto e produtor provavelmente influencia o tamanho das discrepâncias. Os produtos permanentes — tais como café e cacau — tendem a apresentar discrepâncias pequenas. Isso faz sentido porque elas mudam menos de um ano para outro, e assim devem ser mais fáceis de medir. As laranjas, entretanto, têm discrepâncias relativamente grandes, o que é ainda mais surpreendente, pois cerca de 75% da produção nacional estão situados em São Paulo, o estado mais desenvolvido do país. A mandioca, que é produzida por pequenos produtores, espalhados por todo o país, exibe as maiores discrepâncias.

A Tabela 3 mostra os desvios percentuais por produto e ano que foram calculados em nível estadual. Este é o foco adequado para examinar os dados necessários para se analisarem políticas apenas em nível estadual. Os estados foram escolhidos para serem representativos do Nordeste (Maranhão, Ceará, Pernambuco, Alagoas e Bahia) e do Sudeste (Minas Gerais e São Paulo), e para incluir todo o Sul (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul) e o Centro-Oeste (Goiás, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso). As discrepâncias médias em nível estadual são cerca de duas vezes o tamanho das discrepâncias em nível nacional, o que é desconcertante quando se considera que políticas públicas são baseadas em uma ou outra fonte. Os mesmos padrões gerais emergem conforme na Tabela 2. As discrepâncias para a produção são maiores do que para a área. Os dados para os produtos permanentes como o café e o cacau — exceto laranjas — tendem a ser mais consistentes através de fontes, e a mandioca e o algodão arbóreo têm os maiores desvios.

Considerando a hipótese de que os desvios deveriam ser maiores em 1995-1996, os dados de área mostram que as discrepâncias se reduziram de uma média de 55% em 1975 para 8% em 1985. Entretanto elas aumentaram para 20% em 1995-1996. Testou-se a hipótese de que a discrepância média para área era igual em 1985 e 1995-1996, e rejeitou-se esta hipótese com um teste F usando um nível de significância de 5%, e 1 e 225 graus de liberdade. Os dados de produção mostram uma tendência semelhante de melhora entre 1975 e 1985. Esta tendência de

TABELA 3  
**DESVIO PERCENTUAL ENTRE A PAM E O CENSO POR PRODUTO EM 13 ESTADOS (AMOSTRA COMPLETA)**

Colheita	Área					Produção				
	1975	1980	1985	1995-1996	1975 a 1995-1996 <sup>a</sup>	1975	1980	1985	1995-1996	1975 a 1995-1996 <sup>a</sup>
Cacau	-1	2	-4	93	51	-6	-8	-4	18	8
Café	7	6	11	-1	5	14	19	33	-5	14
Milho	1	13	-5	14	6	23	22	10	11	16
Soja	22	18	12	7	14	34	23	14	7	18
Trigo	35	30	13	12	21	24	23	21	10	19
Feijão	10	10	16	22	15	40	7	28	19	23
Arroz	-7	12	-12	24	5	26	27	10	48	28
Algodão herbáceo	91	26	-2	52	43	82	43	22	30	42
Cana-de-açúcar	47	39	14	11	25	111	62	25	32	51
Laranja	198	46	2	-9	54	108	100	59	39	76
Algodão arbóreo	35	68	54	-	52	163	145	67	-	130
Mandioca	138	136	19	42	82	284	229	111	150	191
Média <sup>a</sup>	55	36	8	20	29	82	61	35	36	52

<sup>a</sup> Média simples de todos os dados disponíveis.

melhora é interrompida em 1995-1996, embora as discrepâncias não apareçam maiores em 1995-1996 do que em 1985.

Observou-se que a variabilidade dos dados de produção e área em nível estadual foi bem grande, em parte devido à influência de observações que vieram de produtos com produção muito pequena num determinado estado. A discrepância de área em 1995-1996 para o cacau (93%) ilustra um bom exemplo. Cerca de 90% da área nacional de cacau têm estado historicamente na Bahia, e o erro percentual neste estado sempre foi abaixo de 11% para área e produção em todos os anos. O desvio de 93% vem da influência de estados com produção relativamente insignificante, mas elevados erros percentuais. O Maranhão, por exemplo, teve uma discrepância de área em 1995-1996 de 268%, mesmo que (ou devido ao fato de que) o censo só o registrou como tendo 3 hectares na produção de cacau. Para tentar reduzir o impacto de observações economicamente insignificantes, como o cacau no Maranhão, na Tabela 4 foram eliminadas todas as observações que vieram de colheitas em estados com menos de 1% da área nacional para aquele

TABELA 4  
**DESVIO PERCENTUAL ENTRE A PAM E O CENSO POR PRODUTO EM 13 ESTADOS (AMOSTRA REDUZIDA)<sup>a</sup>**

Colheita	Área					Produção				
	1975	1980	1985	1995-1996	1975 a 1995-1996 <sup>b</sup>	1975	1980	1985	1995-1996	1975 a 1995-1996 <sup>b</sup>
Cacau	-1	2	-11	-3	-3	-6	-8	-5	3	-4
Café	26	7	0	8	10	21	18	9	5	13
Soja	7	17	12	12	12	18	22	14	9	15
Milho	1	3	-5	14	3	23	19	10	11	15
Feijão	10	5	4	13	8	40	6	22	11	19
Trigo	62	30	13	19	30	44	20	17	4	20
Arroz	-8	18	-9	31	8	11	43	13	46	29
Laranja	115	25	0	-5	28	42	35	21	44	36
Cana-de-açúcar	28	29	8	3	16	82	43	18	27	40
Algodão herbáceo	69	26	11	43	38	67	31	36	37	42
Algodão arbóreo	35	68	54	-	52	103	130	67	-	100
Mandioca	100	108	12	41	61	216	175	99	150	156
Média <sup>b</sup>	34	27	5	20	21	61	45	29	40	43

<sup>a</sup> Estados com menos de 1% da área colhida em nível nacional foram excluídos.

<sup>b</sup> Média simples de todos os dados disponíveis.

produto naquele ano. Mesmo tendo sido um corte arbitrário, obteve-se sucesso ao remover-se a maioria dos *outliers*. Para o cacau, por exemplo, este filtro eliminou todos os estados menos a Bahia. Para o segundo produto com menos expressão em nível nacional — o algodão herbáceo —, este se traduziu num requisito mínimo de pelo menos 7.500 hectares colhidos num dado estado em 1995-1996. Isto diminuiu nossa amostra em nível estadual por mais ou menos 100 observações. A amostra reduzida ficou com 339 observações.

As discrepâncias médias na Tabela 4 são substancialmente menores do que na Tabela 3, mas ainda muito maior do que nos dados em nível nacional apresentados na Tabela 2. A discrepância média para área, com a amostra reduzida e considerando todos os produtos em todos os anos foi 21%, ou seja, cerca de 50% maior do que em nível nacional, enquanto a discrepância média para produção foi 43%, quase o dobro do valor nacional. Mais uma vez, a tendência de aproximação entre os dados de área da PAM e dos censos é evidente de 1975 até 1985, mas

então invertida entre 1985 e 1995-1996. O teste da hipótese de igualdade entre as médias de 1985 e 1995-1996 agora é rejeitado em um nível de significância de 1%, usando um teste F com 1 e 177 graus de liberdade. Os dados de produção também mostram convergência até 1985, e então divergência, com a discrepância média crescendo de 29% em 1985 para 40% em 1995-1996. Entretanto, o teste F de igualdade entre as médias só rejeita a hipótese de igualdade ao nível de 20% de significância. Assim, a evidência a favor da hipótese de que os dados de 1995-1996 são viesados para menos é bem convincente quando a área é usada, e um pouco menos convincente quando a produção é empregada.

A Tabela 5 explora as duas fontes de informação com um foco nos estados em vez dos produtos. Os resultados para ambas as amostras, completa e reduzida, são apresentados. Quando ordenadas por quantidade, ambas as amostras apresentam as mesmas conclusões: os estados nordestinos (à exceção de Alagoas) e o estado da fronteira agrícola (Mato Grosso) tendem a ter os maiores desvios. Isso sugere que há obstáculos especiais ao se coletarem informações exatas nessas regiões. Isto pode refletir níveis mais baixos de educação dos produtores pesquisados pelo censo, ou maiores impedimentos institucionais para o IBGE coletar dados de alta qualidade nesses estados. Para enriquecer essa questão, seria vantajoso explorar as exceções: por que as discrepâncias em Alagoas são tão pequenas em relação aos outros estados nordestinos, e tão grandes em Minas Gerais em relação ao restante dos estados? É surpreendente, além do mais, que um estado tão desenvolvido quanto São Paulo possa exibir erros médios na vizinhança de 30% tanto para área quanto para produção.<sup>5</sup>

Foram estimadas duas regressões — uma para área e uma para produção — que procuram explicar os desvios percentuais absolutos entre a PAM e os censos. Cada observação na variável dependente foi calculada como o valor absoluto do desvio percentual por produto, estado e ano. Foram usados valores absolutos porque simplesmente se queria explorar se as duas fontes de dados eram distantes ou próximas uma da outra, não importando se a discrepância era positiva ou negativa. Os resultados (com correção de heterocedasticidade) são vistos na Tabela 6.

Ambas as regressões confirmam que os desvios percentuais calculados de pequenas observações tendem a apresentar discrepâncias maiores. A variável “tamanho” mede a área colhida em hectares, ou a quantidade produzida em toneladas, associadas a cada desvio percentual. Isso é retirado da PAM. Os coeficientes nega-

5. A aparente consistência dos dados em Alagoas resulta de grandes desvios negativos cancelados por grandes desvios positivos. Quando se monta uma tabela equivalente à Tabela 5 utilizando valores absolutos dos desvios, Alagoas não parece tão diferente dos outros estados do Nordeste.

**TABELA 5**  
**DESVIO PERCENTUAL ENTRE A PAM E O CENSO POR ESTADO — 1975 A 1995-1996**

Estado	Amostra completa		Estado	Amostra reduzida <sup>a</sup>	
	Área	Produção		Área	Produção
Rio Grande do Sul (RS)	14	20	AL	2	13
Alagoas (AL)	13	21	GO	8	19
Santa Catarina (SC)	24	30	RS	14	20
São Paulo (SP)	28	35	MS	22	29
Paraná (PR)	23	40	SC	19	31
Pernambuco (PE)	18	43	SP	29	37
Goiás (GO)	31	50	PR	18	37
Mato Grosso do Sul (MS)	34	56	PE	18	44
Minas Gerais (MG)	29	58	CE	34	48
Ceará (CE)	28	60	MT	17	60
Maranhão (MA)	52	70	MG	26	62
Bahia (BA)	17	78	BA	17	65
Mato Grosso (MT)	59	103	MA	44	89
Média <sup>b</sup>	29	52		21	43

<sup>a</sup> Estados com menos de 1% da área total colhida em nível nacional foram excluídos. Para 1995 o "algodão arbóreo" também foi excluído.

<sup>b</sup> Média simples de todos os dados disponíveis.

tivos e estatisticamente significativos em ambas as regressões mostram que grandes desvios percentuais estão associados com pequenos níveis de produção ou área colhida. A variável “tamanho<sup>2</sup>” mostra que há uma relação não-linear entre o tamanho e as discrepâncias. O sinal positivo mostra que, a princípio, as discrepâncias reduzem rapidamente conforme cresce o tamanho, e que depois caem mais devagar. A variável “pequenos produtores” mede a participação nas áreas (ou na produção) de estabelecimentos entre zero e 10 hectares. O sinal positivo e estatisticamente significativo revela que quanto maior a participação dos pequenos produtores, maior o desvio. A variável “produtos temporários” produziu resultados mistos. É negativo e significativo na equação de produção, mostrando que menores desvios estão associados com a produção desses produtos, mas é estatisticamente insignificante na equação de área. Os resultados mistos podem refletir a influência compensatória de laranjas e algodão permanente (com grandes desvios) em relação ao cacau e ao café (com pequenos desvios). Nesta estrutura, também se poderia

TABELA 6

**RESULTADOS DAS REGRESSÕES DE DESVIOS PERCENTUAIS ABSOLUTOS ENTRE A PAM E O CENSO POR PRODUTO E ESTADO — 1975 A 1995-1996**

	Variáveis dependentes	
	Área	Produção
Tamanho	-1.49E-06 <sup>b</sup>	-4.05E-08 <sup>b</sup>
Tamanho <sup>2</sup>	3.21E-13 <sup>b</sup>	2.07E-16 <sup>a</sup>
Pequenos produtores	0,92 <sup>b</sup>	1,00 <sup>b</sup>
Colheitas temporárias	0,26	-0,37 <sup>b</sup>
Constante	2,93 <sup>b</sup>	3,44 <sup>b</sup>
R <sup>2</sup> ajustado	0,25	0,40
n	409	442

Obs.: Erros-padrão corrigidos pela heterocedasticidade.

<sup>a</sup> Nível de significância de 5%.

<sup>b</sup> Nível de significância de 1%.

examinar o impacto da posse de terra, por exemplo, para ver se os produtos produzidos em grande parte por proprietários, em vez de parceiros ou arrendatários, têm menores desvios entre as duas fontes.

### 3 CONCLUSÕES

Explorou-se aqui até que ponto a mudança do período de referência do Censo Agropecuário de 1995-1996 e a mudança resultante do período de coleta dos dados resultaram em um viés para baixo em diversas variáveis importantes informadas no censo. Se confirmado, isto proporcionaria apoio para a hipótese de que os dados do censo foram coletados de um número menor de estabelecimentos do que teria sido, caso o período de referência não tivesse sido mudado.

Ao comparar dados de área colhida e quantidade produzida para os 12 produtos mais importantes no Brasil, obtidos do censo e da PAM, mostrou-se que as discrepâncias entre as duas fontes eram maiores em 1995-1996 do que em 1985. Embora tenha havido uma considerável evidência de convergência entre as duas fontes no período 1975-1985, esta tendência foi invertida entre 1985 e 1995-1996. A mudança do período de referência é a explicação mais provável para essa inversão. Entretanto, essa mudança pode não fornecer uma explicação completa. É possível, por exemplo, que os dez anos de hiato entre os Censos de 1985 e 1995-1996 possam explicar em parte o crescimento na discrepância entre as duas fontes. Os dados da PAM no final dos anos 1970 e durante os anos 1980 utilizaram os

Censos de 1970, 1975, 1980 e 1985 para basear parcialmente as suas estimativas. Sem um censo em 1990, isto não era mais possível na metade dos anos 1990.

Talvez a conclusão mais importante seja o tamanho das discrepâncias entre as duas fontes de dados, mais do que o fato de as discrepâncias terem aumentado em 1995-1996. As discrepâncias médias em nível estadual na ordem de 20%-50% estão muito além do razoável. Políticas sólidas requerem informações atuais e precisas e deveria ser conduzida uma pesquisa adicional para investigar e quantificar as fontes de viés no censo e na PAM. Sugerimos que o distanciamento entre a data de coleta e a data de referência tenha sido capaz de viesar para baixo diversas variáveis informadas no censo. Também se observou que a PAM incorpora as avaliações subjetivas de técnicos e não é baseada em uma amostra aleatória. Este último ponto pode ser o motivo mais importante pelo qual as duas fontes de informação às vezes divergem de forma tão dramática.

#### BIBLIOGRAFIA

- DEATON, A. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press for the World Bank, 1997.
- IBGE. *Censo agropecuário*. Rio de Janeiro, vários anos.
- . *Pesquisas Agropecuárias Contínuas, Metodologia*. Rio de Janeiro: Diretoria de Pesquisas e Inquéritos, Departamento de Agropecuária, v. 1, n. 2, fevereiro de 1988.
- . *Produção agrícola municipal*. Rio de Janeiro, vários anos.

Editorial

Supervisão  
Helena Rodarte Costa Valente

Copidesque  
Renato Rosário Carvalho

Revisão  
Lucia Duarte Moreira  
André Pinheiro  
Elisabete de Carvalho Soares  
Luiz Carlos Palhares  
Miriam Nunes da Fonseca  
Tatiana da Costa (estagiária)

Capa  
Helena Rodarte Costa Valente

Editoração  
Roberto das Chagas Campos  
Carlos Henrique Santos Vianna  
Joanna Silvestre Friques de Sousa  
Marina Nogueira Garcia de Souza (estagiária)

Este livro foi composto na tipologia  
Agaramont em corpo 11/14 e impresso em  
papel Pólen Soft 90g/m<sup>2</sup>  
Impresso por Imprinta Gráfica