



**COMPARAÇÕES DE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA ENTRE AS UNIDADES DA  
FEDERAÇÃO, 1970-95**

**José R. Vicente CPF – 781.815.938-04**

Eng. Agr., Doutor, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA),  
Assistente Técnico de Direção da Agência Paulista de Tecnologia dos Agronegócios (APTA)  
Endereço p/ correspondência: Av. Miguel Stéfano, 3.900 – Cep. 04301-903 - São Paulo, SP.  
E-mail: jrvicente@iea.sp.gov.br.

**Área Temática 10 - Desenvolvimento Territorial e Ruralidade**  
**Apresentação em Sessão sem Debatedor**

## **COMPARAÇÕES DE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA ENTRE AS UNIDADES DA FEDERAÇÃO, 1970-95**

### **Resumo**

O objetivo deste estudo foi o de comparar a produtividade total de fatores do setor de lavouras, em nível de Unidades da Federação, durante o período 1970 a 1995. Como ferramentas analíticas foram empregados índices EKS para as comparações multilaterais, modelos de regressão para isolar os efeitos das condições edafoclimáticas, e procedimentos paramétrico (Tukey-Kramer) e não-paramétrico (Kruskal-Wallis) para detectar diferenças de produtividade entre regiões geográficas. Os resultados mostraram que o estado de São Paulo teve os mais elevados índices de produtividade em todo o período, aumentando a distância em relação aos seguidores mais diretos. As restrições de clima, solo e as condições do tempo influenciaram significativamente os níveis de produtividade total de fatores. Diferenças significativas de produtividade foram encontradas entre as regiões geográficas.

**PALAVRAS-CHAVE:** produtividade total de fatores, comparações multilaterais, índices EKS.

## **COMPARAÇÕES DE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA ENTRE AS UNIDADES DA FEDERAÇÃO, 1970-95**

### **1. Introdução**

No período de 1970 a 1995 a produtividade total de fatores (PTF) da agricultura brasileira cresceu 80% (Gasques e Conceição, 2001); nas lavouras, a PTF praticamente dobrou (Vicente, Anefalos e Caser, 2001a). Embora essas medidas de crescimento possam apresentar algum grau de superestimação - devido às limitadas possibilidades de correção para a qualidade de fatores de produção<sup>1</sup> inerentes aos trabalhos com dados dos censos agropecuários - revelam significativos aumentos de produtividade causados pelo processo de modernização da agricultura brasileira.

Entre as Unidades da Federação (UFs), a diversidade de taxas de crescimento de PTF foi enorme (Gasques e Conceição, 2001; Vicente, Caser e Anefalos, 2001a); nas regiões de agricultura mais desenvolvida, o crescimento de produtividade esteve associado principalmente às mudanças técnicas (progresso tecnológico), enquanto que nas outras regiões predominou o incremento de eficiência. Norte e Nordeste chegaram a experimentar involução tecnológica (Vicente, 2004b): essas duas regiões sofreram as maiores deteriorações nas relações de troca da agricultura (medidas por índices de paridade e termos de troca de fatores), de acordo com Vicente, Caser e Anefalos (2001b), corroborando a conclusão de Fulginiti e Perrin (1993, 1997) sobre a relação de dependência entre produtividade corrente e preços pretéritos indicada por evidências empíricas.

Em 1995, São Paulo apresentava os maiores níveis de eficiência econômica (eficiência técnica e eficiência alocativa) entre as UFs (Vicente, 2004a), com índice de PTF 2,5 vezes superior à média nacional no setor de lavouras (Vicente, Caser e Anefalos, 2001a). Nessa UF, tanto a adoção de tecnologia quanto a eficiência na produção estiveram vinculadas, entre outras variáveis, à disponibilidade de pesquisa, ao efetivo acesso a recursos de crédito rural (custeio e investimento), e à relação entre os preços mínimos de garantia e os custos operacionais de produção (Vicente, 2002). Araújo et al. (2002) concluíram que a elasticidade da PTF em relação aos investimentos em pesquisa, no Estado de São Paulo, atingiu valores superiores a 0,8 no período 1970 a 1999.

Portanto, tanto as imperfeições associadas aos mecanismos de mercado - disponibilidade e custo de crédito, preços e produção de insumos e redução de incertezas sobre preços agrícolas, através de preços mínimos de garantia (Smith, 1983) - quanto à inadequação de fatores estruturais - educação e treinamento de produtores, qualidade e quantidade dos serviços de pesquisa e extensão, posse da terra e relações de trabalho no meio rural - podem influenciar o processo de modernização da agricultura e a PTF.

Se parte da disparidade das taxas de crescimento de PTF está associada à conhecida distribuição assimétrica dos recursos do crédito rural, e à instabilidade dos preços mínimos<sup>2</sup>, e

---

<sup>1</sup> Sob a hipótese da tecnologia cristalizada (Jorgenson, 1995b), a maior parte dos crescimentos da PTF calculados em estudos empíricos deve-se a deficiências na correção da qualidade dos insumos utilizados (ver, por exemplo, Alves, 2004). No entanto, mesmo com correções cuidadosas, o crescimento da PTF aparenta ser importante no caso da agricultura, segundo, por exemplo, os resultados dos estudos de Jorgenson (1995a) e Jorgenson e Gollop, (1995).

<sup>2</sup> A esse respeito ver, por exemplo, Gatti, Vieira e Silva (1993), Carvalho (1994), Rezende (2000) e Spolador (2001).

parte à disponibilidade de pesquisa e extensão, as limitações impostas pelos recursos naturais – clima e solo – respondem por outra parcela das diferenças de produtividade<sup>3</sup>.

Em 1995, ano do último Censo Agropecuário, os investimentos em pesquisa efetuados através da EMBRAPA completaram um ciclo<sup>4</sup>, tornando interessante analisar os efeitos dos esforços de geração e transferência de conhecimento nas distintas regiões do País.

As análises de diferenças de produtividade entre as UFs usualmente abordam produtos específicos e/ou baseiam-se em indicadores de produtividades parciais de terra ou trabalho. Estudos que procuraram comparar índices de PTF, em geral encontraram limitações inerentes aos métodos empregados<sup>5</sup>.

Complementando as análises sobre evolução e diferenças de produtividade na agricultura brasileira, o objetivo deste estudo é o de efetuar comparações consistentes entre os níveis de PTF no setor de lavouras das UFs no período 1970 a 1995. Procurar-se-á, também, isolar os efeitos dos recursos naturais - clima e solo e condições do tempo - sobre a PTF, para efetuar simulações dos níveis de produtividade que seriam atingidos sem essas restrições.

## **2. Metodologia**

Para efetuar comparações consistentes de produtividade entre as diversas Unidades da Federação (UFs), o uso de números-índices bilaterais - como os de Fisher ou de Tornqvist - não é adequado porque comparações bilaterais, em geral, não são transitivas, e não podem ser consistentemente encadeadas (Fujikawa e Camila, 1996). Um método de comparações multilaterais deve permitir que os procedimentos de decomposição sejam invariantes com respeito à ordem de pares de localidades examinadas. Números índices-multilaterais são usados para comparações de preço, produto, insumos e produtividade entre entidades econômicas, como países. Eles satisfazem o requerimento de circularidade (transitividade), o que significa que os mesmos resultados são obtidos se duas localidades forem direta ou indiretamente comparadas, através de suas relações com outras localidades (Fox, 2003).

O índice EKS, desenvolvido independentemente por Eltetö e Köves e também por Szulc, em artigos publicados em 1964, a partir da proposição efetuada por Gini em 1931 (Diewert, 1999), é um dos métodos mais conhecidos entre os empregados para comparações multilaterais. Além de propiciar comparações transitivas, o método EKS fornece os menores desvios em relação aos resultados de índices bilaterais de Fisher. Como o índice de Fisher é considerado ideal devido às suas propriedades desejáveis<sup>6</sup>, o método EKS tem a vantagem de preservar, tanto quanto possível, as qualidades do índice de Fisher em um contexto multilateral (Rao e Timmer, 2003)<sup>7</sup>.

<sup>3</sup> Vicente, Anefalos e Caser (2003) encontraram influência significativa de educação e de condições de clima e solo sobre os níveis de PTF nas Unidades da Federação.

<sup>4</sup> Considerando-se que os efeitos dos investimentos em pesquisa comecem com certa defasagem e que permaneçam por vinte anos, como por exemplo, em Araújo et al. (2002).

<sup>5</sup> Vicente, Anefalos e Caser (2001a, 2003), por exemplo, utilizaram índices Fisher bilaterais para comparar individualmente as UFs à média nacional. Esse procedimento não é consistente para comparações de produtividade entre as UFs.

<sup>6</sup> Considerando-se os enfoques axiomático e econômico à teoria dos números-índices, conforme Diewert (1993a), o índice de Fisher é provavelmente a melhor forma funcional conhecida para comparações bilaterais.

<sup>7</sup> No caso dos índices multilaterais não é possível concluir que determinada fórmula seja superior às demais conhecidas pelo enfoque axiomático. Não obstante, o índice EKS figura sempre entre os métodos dominantes, ou seja, que atendem ao maior número de testes importantes, conforme, por exemplo, os estudos de Diewert (1993b, 1999) e de Armstrong (2001, 2003).

Caves, Christensen e Diewert (1982) demonstraram justificativas econômicas para o índice translog multilateral (comumente referido como CCD), baseados em resultados de índices translog bilaterais, e popularizaram seu uso em comparações multilaterais, relegando o EKS a um segundo plano em estudos no contexto da produção (Fox, 2003). O procedimento EKS voltou a despertar interesse após sua adoção pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD), na década de 1990, como método adicional no cálculo de comparações internacionais de PIB (Rao e Timmer, 2003).

Recentemente, Fox (2003) demonstrou que o índice multilateral EKS de quantidade de produto pode ser derivado de uma função flexível, não separável e que permite diferenças de produtividade não-neutras entre localidades<sup>8</sup>. Esse resultado fornece forte fundamentação econômica ao emprego desse método de comparação multilateral<sup>9</sup>, uma vez que aquele autor concluiu que a tecnologia subjacente ao índice EKS é geral e flexível o suficiente para permitir aproximações à verdadeira tecnologia que, em geral, é desconhecida. Portanto, o índice EKS não pode ser considerado inferior ao CCD do ponto de vista de fundamentação econômica.

Caves, Christensen e Diewert (1982) argumentaram que o índice CCD é uma alternativa atraente para comparações seccionais e para painéis de dados, mas não necessariamente preferível a índices bilaterais encadeados para comparações temporais. Isto porque a cronologia provê uma ordem natural para séries temporais que não existe em séries seccionais ou em painéis. Entretanto, Karshenas (2000) ponderou que o uso do índice CCD na construção de séries de dados de painel multilaterais pode ser problemático: com o tempo, e o aparecimento de novas observações, todo o painel de dados tem que ser recalculado, criando problemas para comparações históricas. A aplicação desse método a painéis de dados provavelmente introduzirá vieses nas taxas de crescimento em nível das localidades. Considerou mais adequado aplicar o método de comparação multilateral a determinado ano base e extrapolar o componente temporal do painel com base em números índices (bilaterais) encadeados.

Nessa mesma linha, Hill (2003) concluiu que a aplicação convencional de métodos multilaterais a painéis de dados viola todos os critérios de fixidez temporal, fixidez espacial, consistência temporal, consistência espacial e deslocamento temporal.

A evolução da PTF na agricultura, em nível de UFs, é tema relativamente bem estudado<sup>10</sup>, e como o enfoque do presente estudo é o de obter medidas consistentes de diferenças de PTF, entre as UFs, nos anos dos Censos Agropecuários, preferiu-se aplicar o método EKS, individualmente, às observações seccionais, garantindo-se consistência espacial aos resultados (Hill, 2003).

Formalmente, comparações entre as localidades  $k$  e  $l$  efetuadas com o uso de índices EKS de quantidades (produções ou uso de fatores) podem ser representadas por (Fox, 2003):

---

<sup>8</sup> Demonstrações similares para comparações de insumos e de produtividade podem ser vistas em Fox (2000).

<sup>9</sup> Armstrong (2001) conseguiu justificar, com base em teoria econômica, o uso de alguns métodos multilaterais de comparações (no contexto da teoria do consumidor), incluindo o EKS.

<sup>10</sup> Entre os trabalhos recentes sobre a evolução da PTF na agricultura, para o período 1970-95, pode-se citar: Gasques e Conceição (2001), que utilizaram índices de Tornqvist; Vicente, Anéfalos e Caser (2001a), que empregaram índices ideais de Fisher; Marinho e Carvalho (2004), que calcularam índices de Malmquist com base em fronteiras paramétricas; Vicente (2004b) que estimou índices de Malmquist a partir de fronteiras não-paramétricas, índices EKS e índices ideais de Fisher.

$$EKS_{k,l} = \prod_{s=1}^S \left( \frac{Q_F(p^s, p^k, y^s, y^k)}{Q_F(p^s, p^l, y^s, y^l)} \right)^{1/S} \quad (1)$$

onde  $p$  é um vetor de preços,  $y$  o correspondente vetor de quantidades (produtos ou fatores de produção), os subscritos  $k$ ,  $l$  e  $s$  referem-se às localidades e  $Q_F$  são índices Fisher bilaterais de quantidade calculados entre as localidades.

Portanto, o índice EKS (multilateral) de cada localidade é a média geométrica dos índices Fisher (bilaterais) calculados entre ela e todas as demais localidades<sup>11</sup>.

Índices de PTF são obtidos pela razão dos índices de produção e de uso de fatores (Ball, Butault e Nehring, 2001).

Os dados referentes ao Estado de São Paulo foram tomados como base (=100), em todas as observações seccionais.

Uma vez que os índices de PTF sofrem influências das condições de solo, do clima e das variações do tempo<sup>12</sup> procurou-se, em seguida, isolar os efeitos dessas variáveis. Para tanto, foram estimados modelos de regressão para cada observação seccional, tendo como variável dependente a PTF, e como variáveis explicativas, a aptidão agrícola das terras, uma medida de *stress* hídrico, e o uso de irrigação. Obtidos os modelos, foram simuladas condições de ausência de limitações de solo e clima, permitindo estimar níveis de PTF que poderiam ser atingidos em condições ideais de qualidade de terras e de disponibilidade de água.

## 2.1 Descrição dos Dados Utilizados e da Construção das Variáveis

Os índices de produção (quantidade produzida) foram construídos utilizando dados em nível de cultura, referentes às áreas, produções e preços recebidos, para as lavouras de algodão (arbóreo e herbáceo), amendoim, arroz, banana, batata, cacau, café, caju, cana, cebola, coco, feijão, fumo, juta, laranja, malva, mamona, mandioca, milho, pimenta do reino, sisal, soja, tomate, trigo e uva. 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 (1971, 1978, 1984 e 1989). Os preços dos diferentes produtos tiveram como fonte a Fundação Getúlio Vargas (FGV) e o IEA.

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)<sup>13</sup>.

Os fatores de produção considerados foram: terra, trabalho, máquinas, fertilizantes,

<sup>11</sup> Aplicações de índices multilaterais a dados agrícolas são bem menos freqüentes do que as análises baseadas em índices bilaterais. Ball, Butault e Nehring (2001), empregando índices EKS (multilaterais) e índices Fisher (bilaterais), concluíram que no período 1960-96 todos os estados norte-americanos apresentaram taxas de crescimento de PTF positivas e elevadas na agricultura. Entretanto, observaram elevada variabilidade entre estados, que resultou em substanciais mudanças no *ranking* de produtividade agrícola. Thirtle e Holding (2003) utilizaram índices EKS multilaterais para comparar a PTF da agricultura de 10 países da Comunidade Européia (EC-10) com a dos EUA. Concluíram que a PTF média dos EC-10 em 1973-75 atingia 77% da dos EUA, e que em 1991-93 caíra para 67% da PTF da agricultura norte-americana.

<sup>12</sup> A esse respeito ver, por exemplo, Vicente, Anefalos e Caser (2003), e Vicente (2004b).

<sup>13</sup> Caso pecuária e silvicultura fossem considerados, não haveria como separar os fatores de produção empregados especificamente nas lavouras dentro dessas classes econômicas.

defensivos e sementes e mudas. Os preços utilizados tiveram como fonte a FGV e o IEA.

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 o fator máquinas 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):

$$R_i = rV_i^{Ti} / 1 - e^{-rTi} \quad (2)$$

onde  $R_i$  é o fluxo anual constante de serviços do  $i$ -ésimo ativo,  $V_i^{Ti}$  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 Unidade da Federação, 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 Unidade da Federação. 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 Unidades da Federação. Combustíveis foram representados pelas despesas com combustíveis declaradas nos Censos Agropecuários, e pelos preços médios do óleo diesel (quantidade = despesas/preço).

O índice de uso de fertilizantes foi calculado a partir das despesas declaradas com fertilizantes e corretivos, e do preço da fórmula 04 – 14 – 08 (obtido através dos preços de sulfato de amônia, superfosfato simples e cloreto de potássio em nível de UF).

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).

As despesas declaradas com sementes e mudas embasaram a construção do índice de uso desse fator. Devido à inexistência de dados referentes às quantidades utilizadas de sementes nas diferentes culturas nas Unidades da Federação, 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. et al., 1987) e pelas áreas cultivadas com essas lavouras em nível de Unidade da Federação. Embora existam dados de preços de mudas de café e laranja, não foram considerados, tanto pela

<sup>14</sup>Para esse e os outros fatores considerados, eventuais lacunas de preços em nível estadual foram completadas com médias da região geográfica correspondente ou, quando essa informação não estava disponível, a partir das variações de preços em nível nacional.

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.

Nos modelos testados para isolar os efeitos dos recursos naturais sobre a PTF, 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 leva em conta 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, melhoramento 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, melhoramento 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 Unidades da Federação 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 ao ano de 1957 (Anuário Estatístico do Brasil, 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. Os dados dos estados de Mato Grosso do Sul e Tocantins foram estimados com base nas diferenças de rendimento do milho em relação, respectivamente, aos estados de Mato Grosso e Goiás, com as informações do ano de 1959 (Censo Agrícola, 1960).

As condições do tempo foram consideradas através 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 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 através do cálculo dos balanços hídricos (Ortolani et al., 1970), método frequentemente utilizado 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.

Uma vez que o uso de irrigação é a principal tecnologia empregada para evitar a deficiência hídrica - e como essa prática não foi incluída entre os fatores de produção devido à impossibilidade de computar seus custos – resolveu-se, para evitar possíveis vieses, inserir nos modelos a proporção de terras irrigadas nas UFs.



Estimados os modelos, foram efetuadas simulações para obterem-se novos índices de PTF expurgados das restrições de qualidade das terras (solo e clima), assumindo-se que 100% das terras estariam aptas para lavouras aos níveis de manejo considerados, e das restrições das condições do tempo, assumindo-se ausência de deficiências hídricas<sup>15</sup>.

Por último, para testar se as diferenças de PTF observadas entre as regiões geográficas era estatisticamente significativa, foram empregados dois procedimentos: um paramétrico (análise de variância e comparações múltiplas entre grupos de médias de Tukey-Kramer), e um não-paramétrico (teste de classificações para diferenças em medianas de Kruskal-Wallis e comparações múltiplas de Dunn)<sup>16</sup>.

### **3. Resultados e Discussão**

Em 1970, o nível de PTF da agricultura paulista, setor de lavouras, era o mais elevado do País, seguido de perto por Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, cujos índices eram inferiores ao de São Paulo, em cerca de 6%. No Nordeste, os índices de produtividade variaram entre 10 e 34, expondo a enorme variabilidade desse indicador naquela região, já que a PTF em Alagoas e na Bahia era entre 3 e 3,5 vezes maior da observada no Piauí e no Ceará. Os índices calculados para a região Norte situaram-se entre 30 e 49, com a produtividade do Acre atingindo patamar ao redor de 60% acima dos de Amazonas, Pará e Amapá. Goiás liderava a PTF no Centro-Oeste, com índice 176% superior ao calculado para o Distrito Federal, e 24% maior do que o de Mato Grosso. Na região Sudeste, o Espírito Santo aparecia com índice igual a 60 e Minas Gerais com índice 45. Paraná e Santa Catarina apresentavam níveis de PTF próximos, e bem abaixo do Rio Grande do Sul (figura 1).

Excluindo-se as restrições de solo, clima e condições do tempo<sup>17</sup>, percebe-se que os índices de PTF nas UFs aproximar-se-iam bastante dos observados para São Paulo; nessa simulação, a produtividade paulista superaria a das demais UFs em, no máximo, 30%, sendo, em alguns casos, inferior aos novos níveis estimados. Destaque-se que o modelo resulta, para São Paulo, em um índice menor do que o efetivamente observado, indicando que a eficiência econômica (técnica e/ou alocativa) na exploração agrícola paulista era superior à média nacional (figura 1).

Diferenças significativas de índices de PTF entre as regiões foram detectadas tanto pelo método paramétrico (análise de variância), quanto pelo não-paramétrico (Kruskal-Wallis). O procedimento de comparações múltiplas de Tukey-Kramer<sup>18</sup> indica que a produtividade mais elevada do Sudeste não diferia apenas da do Sul, que por sua vez não diferia do Centro-Oeste, que não diferia do Norte. Já as comparações múltiplas de Dunn<sup>19</sup> indicam diferenças apenas entre Sudeste/Sul e Norte/Nordeste (tabela 2).

Rio Grande do Sul e Paraná eram as UFs com níveis de produtividade mais próximos aos de São Paulo em 1975, levando a média da PTF da região Sul a superar a do Sudeste; entretanto, a diferença entre o índice paulista e os de seus seguidores mais diretos ficou em cerca de 15%, bastante acima do verificado em 1970. Alagoas ampliou a diferença em relação à Bahia, cujo índice foi igualado por Pernambuco; no Nordeste os índices de produtividade variaram entre 15 e 40, diminuindo a amplitude total desse indicador naquela região. Os índices calculados

<sup>15</sup> Procedimento similar ao utilizado por Vicente, Caser e Silva (1988).

<sup>16</sup> A descrição completa desses testes pode ser vista, por exemplo, em Campos (1976) e em Levine, Berenson e Stephan (2000).

<sup>17</sup> As equações ajustadas para os todos os anos analisados encontram-se na Tabela 1.

<sup>18</sup> Referido deste ponto em diante como teste de Tukey-Kramer.

<sup>19</sup> Doravante referidas simplesmente como comparações múltiplas.

para a região Norte situaram-se entre 30 e 49, com a produtividade do Acre sendo igualada pela do Pará, ambos em nível da ordem de 60% acima dos de Amazonas e Roraima. No Centro-Oeste Goiás diminuiu a diferença em relação a São Paulo, seguido de perto pelo Mato Grosso do Sul. Comportamento oposto exibiram as UFs do Sudeste, cujos níveis de PTF distanciaram-se dos de São Paulo (figura 2).

A simulação sem restrições edafoclimáticas mostra que, em 1975, os ganhos de eficiência experimentados pela agricultura paulista responderam por uma parcela maior das diferenças de PTF do que em 1970, já que mesmo sem tais limitações a produtividade em São Paulo superaria em mais de 50% a da maioria das demais UFs. Evidencia também a justeza da visão que norteou a criação da EMBRAPA, unificando e ampliando os esforços de geração e transferência de conhecimentos nas demais UFs<sup>20</sup>.

Em média, em 1975 os índices de PTF da região Sul não diferiam apenas dos do Sudeste, de acordo com o teste de Tukey-Kramer, enquanto o Norte e o Nordeste diferiam das demais regiões. Já as Comparações Múltiplas apontavam apenas dois blocos: Nordeste/Norte e Centro-Oeste/Sudeste/Sul (tabela 2).

No ano de 1980, novamente os estados do Paraná e do Rio Grande do Sul apareceram logo após São Paulo, mas como Minas Gerais e Espírito Santo reduziram a distância que os separava do índice de produtividade paulista, o Sudeste voltou a registrar a mais elevada PTF média entre as regiões, situação que se manteve até o final do período analisado. A tendência de distanciamento de São Paulo em relação a seus seguidores mais próximos acentuou-se, fixando-se em cerca de 47%. Na região Nordeste, os índices variaram de 7 e 38, destacando-se a queda relativa do Ceará, enquanto no Norte, Roraima exibiu a maior produtividade (índice 32). Mato Grosso aproximou-se dos melhores resultados da região Centro-Oeste e Santa Catarina dos outros estados do Sul (figura 3).

Os resultados da simulação sem restrições edafoclimáticas indicam que esses fatores, em média, responderam por uma parcela menor das diferenças de PTF nas UFs em relação ao nível observado em São Paulo, do que em 1975: o índice de produtividade paulista supera em mais de 50% as novas estimativas de PTF sem restrições, para 17 das UFs.

O teste de Tukey-Kramer indica médias de produtividade distintas entre Sudeste/Sul/Centro-Oeste e Norte/Nordeste, enquanto pelas Comparações Múltiplas, Centro-Oeste e Norte também não diferiam (tabela 2).

Em 1985 Mato Grosso do Sul e Espírito Santo superaram o Rio Grande do Sul e alcançaram o nível de PTF do Paraná; Goiás e Minas Gerais também reduziram a distância que os separava dos índices do Rio Grande do Sul. Entretanto, percebe-se que São Paulo, uma vez mais, distanciou-se de seus seguidores mais próximos, com índice de produtividade cerca de 60% superior. Bahia e Pernambuco convergiram para patamar próximo ao índice de Alagoas, que continuou na liderança da região Nordeste; entretanto, em relação a São Paulo, apenas o Piauí mostrou progresso comparando-se à situação de 1980. No Norte, Rondônia foi a única UF a diminuir a distância comparativa com São Paulo, embora ainda um pouco abaixo do resultado de Tocantins. Em sua quase totalidade, as UFs do Centro-Oeste experimentaram ganhos de PTF superiores aos de São Paulo entre 1980 e 1985, com exceção de Goiás, que manteve praticamente a mesma distância do índice paulista estimada para 1980. Entre os estados do Sudeste, apenas o Rio de Janeiro experimentou queda relativa, já que Espírito Santo e Minas

---

<sup>20</sup> Uma notável exceção foi o Paraná, cujo índice de PTF estimado sem restrições de solo, clima e condições do tempo situou-se em nível inferior ao observado, provável indicador de eficiência econômica acima da média das demais UFs; é também provável que esse resultado esteja associado ao trabalho do IAPAR.

Gerais também experimentaram ganhos de produtividade superiores aos de São Paulo nesse período (figura 4).

Aparentemente as restrições edafoclimáticas afetaram as UFs do Nordeste e do Sudeste mais severamente do que em 1980, dado que os índices estimados sem essas limitações estiveram em níveis mais próximos aos de São Paulo do que os calculados para o período anterior<sup>21</sup>.

Tanto o teste de Tukey-Kramer quanto as Comparações Múltiplas indicaram dois blocos de regiões geográficas distintos quanto à produtividade em 1985: Nordeste/Norte e Sudeste/Sul/Centro-Oeste. Destaque-se a propinquidade entre os indicadores de PTF média e de Ordem Média do Centro-Oeste e os da região Sul (tabela 2).

Devido às conhecidas limitações de dados sobre produção e uso de fatores na agricultura brasileira, 1995 é o ponto do tempo mais recente em que se pode calcular índices de PTF em nível de UF. O estado de São Paulo continuava liderando o *ranking* de produtividade, e ampliando a distância em relação a seus mais próximos seguidores, com exceção do Espírito Santo. Entretanto, outras UFs também apresentaram taxas de crescimento de PTF superiores à de São Paulo, no período 1985 a 1995: Paraíba, Sergipe e Alagoas, no Nordeste; Amapá, Amazonas e Acre, no Norte; e Distrito Federal e Goiás no Centro-Oeste (figura 5).

As simulações de PTF sem restrições edafoclimáticas mostraram que, *via de regra*, a influência desses determinantes da produtividade foram menos acentuadas do que em 1985.

O crescimento acentuado dos níveis de produtividade das UFs do Centro-Oeste fez com que essa região fosse classificada em segundo lugar pelos indicadores do teste de Tukey-Kramer e das Comparações Múltiplas: de acordo com o primeiro desses testes, o Sudeste não diferia apenas do Centro-Oeste, que por sua vez não diferia do Sul, com as médias de Nordeste e Norte diferindo de todas as demais regiões. As Comparações Múltiplas não apontavam diferença também entre Sul e Norte (tabela 2).

#### 4. Conclusões e Considerações Finais

Durante todo o período analisado a agricultura do estado de São Paulo manteve-se na liderança nacional da produtividade total de fatores no setor de lavouras. As diferenças dos índices de produtividade paulistas aumentaram em relação aos seus mais diretos seguidores, ao longo do tempo.

Apenas os estados do Ceará, Paraíba, Minas Gerais, Espírito Santo e o Distrito Federal encontravam-se, em 1995, relativamente mais próximos do nível de produtividade paulista do que estavam em 1970.

Em 1995, doze das UFs estavam no ponto mais distante do índice de São Paulo, em toda a série analisada; das demais UFs, em nove o ponto mais distante ficou em 1985.

Restrições de solo, clima e condições do tempo apareceram como importantes determinantes dos níveis de produtividade em todos os anos analisados.

Testes paramétricos e não-paramétricos indicaram diferenças significativas de níveis médios de produtividade entre as regiões geográficas.

No ano do último censo agropecuário (1995/96), os primeiros investimentos realizados na EMBRAPA completavam um ciclo completo. Na quase totalidade das UFs, expressivos

---

<sup>21</sup> Em 1985, o índice de produtividade paulista supera em mais de 50% as novas estimativas de PTF sem restrições para 11 das UFs.

crescimentos de produtividade estiveram correlacionados com a geração e transferência desses conhecimentos. É provável que, passada mais uma década, diversas UFs encontrem-se atualmente em patamares de produtividade próximos aos de São Paulo. A comprovação empírica dessa hipótese depende, todavia, da existência futura de dados minimamente confiáveis.

## **Referências Bibliográficas**

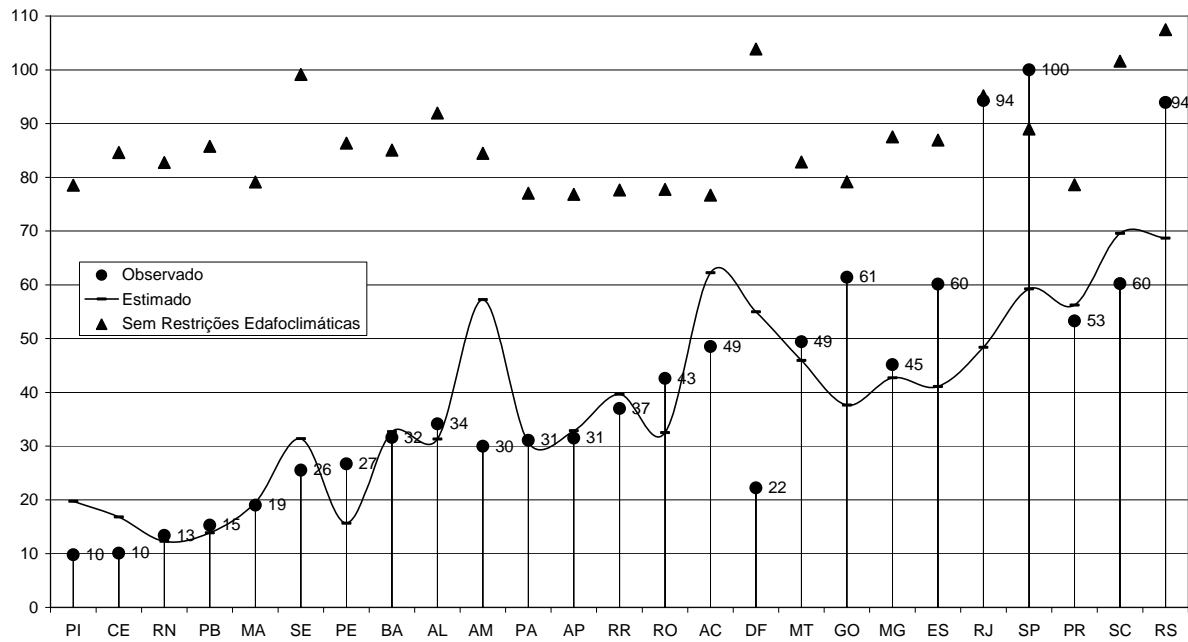
- ALVES, E. Tecnologia cristalizada e produtividade total dos fatores. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 2, n. 4, p. 547-560, out./dez. 2004.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, 1960, 1971, 1978, 1984 e 1989.
- ARAÚJO, P.F.C. et al. *O Crescimento da Agricultura Paulista e as Instituições de Ensino, Pesquisa e Extensão numa Perspectiva de Longo Prazo*. São Paulo: FAPESP, dez. 2002.
- ARMSTRONG, K.G. Microeconomic foundations for the theory of international comparisons. *Journal of Economic Theory*, v. 101, p. 585-605, dec. 2001.
- ARMSTRONG, K.G. A restricted-domain multilateral test approach to the theory of international comparisons. *International Economic Review*, v. 44, n. 1, p. 31-86, feb. 2003.
- BALL, V.E.; BUTAULT, J.P.; NEHRING, R. *U.S. Agriculture, 1960-96: a multilateral comparison of total factor productivity*. Washington: United States Department of Agriculture may 2001. (Technical Bulletin Number 1895)
- BARROS, A.L.M. *Capital, Produtividade e Crescimento da Agricultura: o Brasil de 1970 a 1995*. Piracicaba: ESALQ/USP, 1999. (Tese de Doutorado)
- BRASIL. Ministério da Agricultura. Secretaria Nacional de Planejamento Agrícola. *Série Aptidão Agrícola das Terras*. Brasília: BINAGRI, 1978-1980.
- CAMPOS, H. *Estatística Experimental Não-Paramétrica*. Piracicaba: ESALQ/USP, 1976.
- CARVALHO, M.A. *Estabilização dos Preços Agrícolas no Brasil: a política de garantia de preços mínimos*. São Paulo: IEA, 1994. (Coleção Estudos Agrícolas, 1)
- CAVES, D.W.; CHRISTENSEN, L.R.; DIEWERT, W.E. Multilateral comparisons of output, input, and productivity using superlative index numbers. *The Economic Journal*, v. 92, p. 73-86, mar. 1982.
- CENSO AGRÍCOLA 1960. Rio de Janeiro: IBGE, 1967.
- CENSO AGROPECUÁRIO 1970, 1975, 1980, 1985, 1995-1996. Rio de Janeiro: IBGE, 1974, 1979, 1984, 1991, 1998.
- DIEWERT, W.E. Fisher ideal output, input and productivity indexes revisited. In: Diewert, W.E.; Nakamura A. O. (eds.) *Essays in Index Number Theory*. Amsterdam: North-Holland, 1993a. (v. 1, ch. 13).
- DIEWERT, W.E. Test approaches to international comparisons. In: Diewert, W.E.; Nakamura A. O. (eds.) *Essays in Index Number Theory*. Amsterdam: North-Holland, 1993b. (v. 1,

ch. 12).

- DI EWERT, W.E. Axiomatic and economic approaches to international comparisons. In: Heston, A.; Lipsey, R.E. (eds.) *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*. Chicago: National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, 1999. p. 13-87 (NBER and CRIW Studies in Income and Wealth 61)
- FOX, K.J. *An Economic Justification for the EKS Multilateral Index*. Sydney: The University of New South Wales/School of Economics, aug. 2000. (Discussion Paper 2000/3)
- FOX, K.J. An economic justification for the EKS multilateral index. *Review of Income and Wealth*, v. 49, n. 3, p. 407-413, sep. 2003.
- FUJIKAWA, K.; MILANA, C. Bilateral and multilateral comparisons of productivity in input-output analysis using alternative index numbers. In: Organisation for Economic Co-operation and Development. *Industry Productivity: international comparisons*. Paris: OECD, 1996. (ch. 8)
- FULGINITI, L.E.; PERRIN, R.K. Prices and productivity in agriculture. *The Review of Economics and Statistics*, v. 75, n. 3, p. 471-482, aug. 1993.
- FULGINITI, L.E.; PERRIN, R.K. LDC agriculture: nonparametric Malmquist productivity indexes. *Journal of Development Economics*, v. 53, n. 2, p. 373-390, aug. 1997.
- GASQUES, J.G.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores. In: GASQUES, J.G.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. (org.) *Transformações da Agricultura e Políticas Públicas*. Brasília: IPEA, 2001. (cap. 1)
- GATTI, E.U.; VIEIRA, J.L.T.M.; SILVA, V. Análise do perfil distributivo do crédito rural no Brasil, 1969-90. *Agricultura em São Paulo*, v. 40, n. 1, p. 65-99, 1993.
- HILL, R.J. *Constructing Price Indexes across Space and Time: the case of the Europe Union*. Groningen: SOM (Systems, Organization and Management) Research School, may 2003. (SOM Research Report No. O3C20)
- HUFFMANN, W.E. Decision-making: the role of education. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 56, n. 1, p. 85-96, feb. 1974.
- JORGENSEN, D.W. Productivity and postwar U.S economic growth. In: JORGENSEN, D.W. *Productivity Volume 1: postwar U.S. economic growth*. Cambridge: MIT Press, 1995a. (ch. 1).
- JORGENSEN, D.W. The embodiment hypothesis. In: JORGENSEN, D.W. *Productivity Volume 1: postwar U.S. economic growth*. Cambridge: MIT Press, 1995b. (ch. 2).
- JORGENSEN, D.W.; GOLLOP, F.M. Productivity growth in U.S. agriculture: a postwar perspective. In: JORGENSEN, D.W. *Productivity Volume 1: postwar U.S. economic growth*. Cambridge: MIT Press, 1995. (ch. 9).
- KARSHENAS, M. Relative prices and the international comparison of real agricultural output and productivity. *The Journal of Peasant Studies*, v. 24, n.4, p. 112-138, jul. 2000.
- LEVINE, D.M.; BERENSON, M.L.; STEPHAN, D. *Estatística: teoria e aplicações usando Microsoft Excel em português*. Rio de Janeiro: LTC, 2000.
- MARINHO, E.; CARVALHO, R. Comparações inter-regionais da produtividade da agricultura brasileira - 1970 a 1995. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 1, abr. 2004.

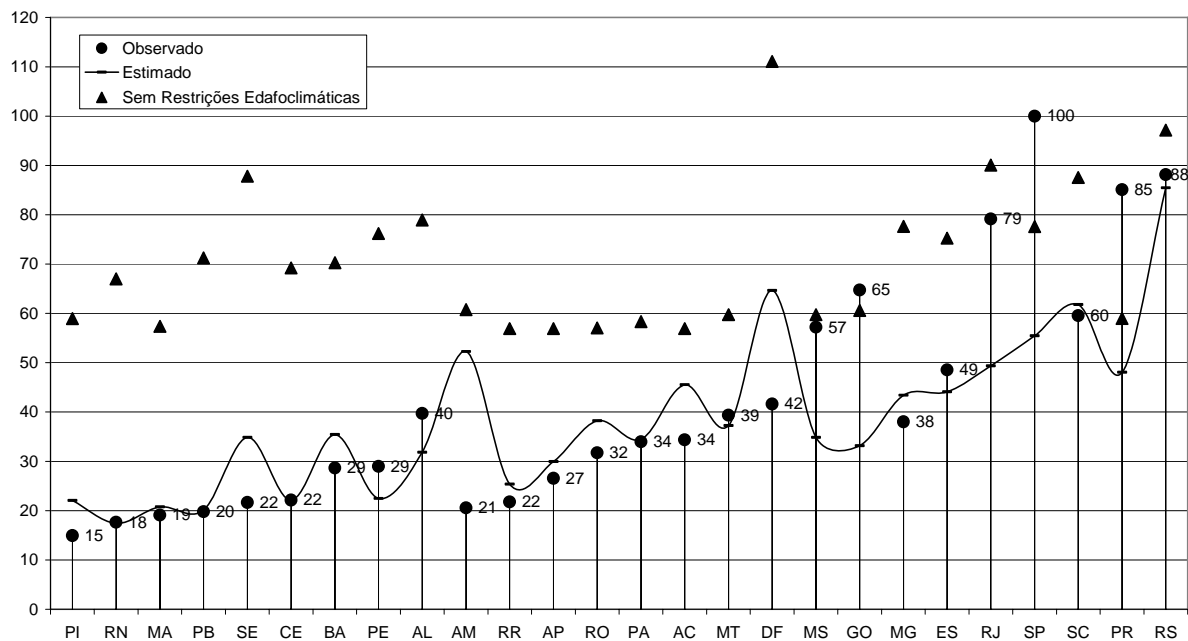
- MATOS, O.C. *Econometria Básica: teoria e aplicações*. São Paulo: Atlas, 2000. (3ª. ed.)
- ORTOLANI, A.A. et al. *Parâmetros Climáticos e a Cafeicultura*. Rio de Janeiro: IBC, 1970.
- PEDRO Jr., M.J. et al. *Instruções Agrícolas para o Estado de São Paulo*. Campinas: IAC, 1987. (4ª ed., Boletim 200)
- RAO, D.S.P.; TIMMER, M.P. Purchasing power parities for industry comparison using weight Elteto-Koves-Szulc (EKS) methods. *Review of Income and Wealth*, v. 49, n. 4, p. 491-511, dec. 2003.
- REZENDE, G.C. *Política de Preços Mínimos na Década de 90: dos velhos aos novos instrumentos*. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2000. (Textos para Discussão no. 740)
- SMITH, G. A política agrícola brasileira. In: Araújo, P.F.C. & SCHUH, G.E. *Desenvolvimento da agricultura: estudos de caso*. São Paulo: Pioneira, 1983. (v.4, p. 213-256).
- SPOLADOR, H.F.S. *Reflexões sobre a Experiência Brasileira de Financiamento da Agricultura*. Piracicaba: ESALQ/USP, dez. 2001. (Dissertação de Mestrado).
- THIRTLE, C.; HOLDING, J. Productivity of UK agriculture: causes and constraints. In: THIRTLE, C.; HOLDING, J. *International Comparisons of Total Factor Productivity in Agriculture*. London: Department for Environment, Food & Rural Affairs, jul. 2003. (Final Report on Project no. ER 0001/3, paper 4)
- VICENTE, J.R. *Pesquisa, Adoção de Tecnologia e Eficiência na Produção Agrícola*. São Paulo: APTA, 2002. (Série Discussão APTA, 2)
- VICENTE, J.R. Economic efficiency of agricultural production in Brazil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 42 n.2, p. 201-232, abr./jun.2004a.
- VICENTE, J.R. Mudança Tecnológica, eficiência e produtividade total de fatores na agricultura brasileira, 1970-95. *Economia Aplicada*, v.8, n.4, p. 729-760, out./dez. 2004b.
- 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.
- VICENTE, J.R.; ANEFALOS, L.C.; CASER, D.V. Relações de troca da agricultura brasileira, 1970-1995. *Informações Econômicas*, v. 31, n. 11, p. 17-25, nov. 2001b.
- VICENTE, J. R.; ANEFALOS, L. C.; CASER, D. V. Influência de capital humano, insumos modernos e recursos naturais na produtividade agrícola. In: HELFAND, S.M.; REZENDE, G.C. (orgs.) *Região e Espaço no Desenvolvimento Agrícola Brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003 (v. 1, cap. 9).
- VICENTE, J.R.; CASER, D.V.; SILVA, G.L.S.P. Adversidades climáticas: estimativas de perdas de safras no Estado de São Paulo e respostas governamentais. *Agricultura em São Paulo*, v. 35, 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.

**Fig. 1 - Índices de Produtividade, Unidades da Federação, Brasil, 1970 (base: São Paulo=100)**



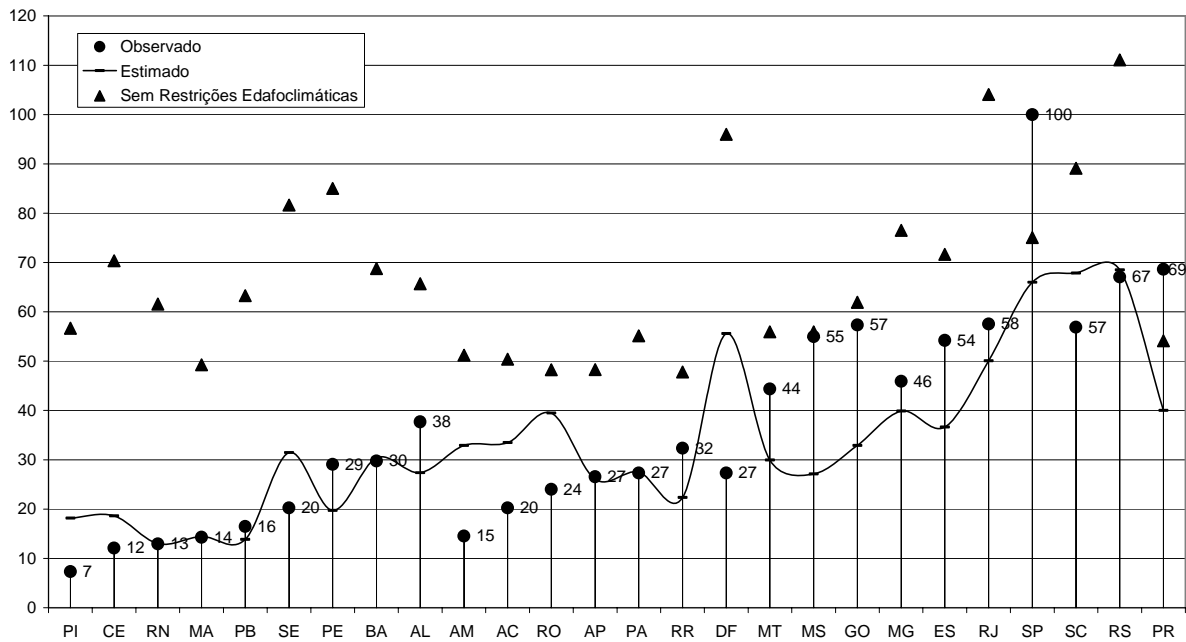
Fonte: Resultados da Pesquisa

**Fig. 2 - Índices de Produtividade, Unidades da Federação, Brasil, 1975 (base: São Paulo=100)**



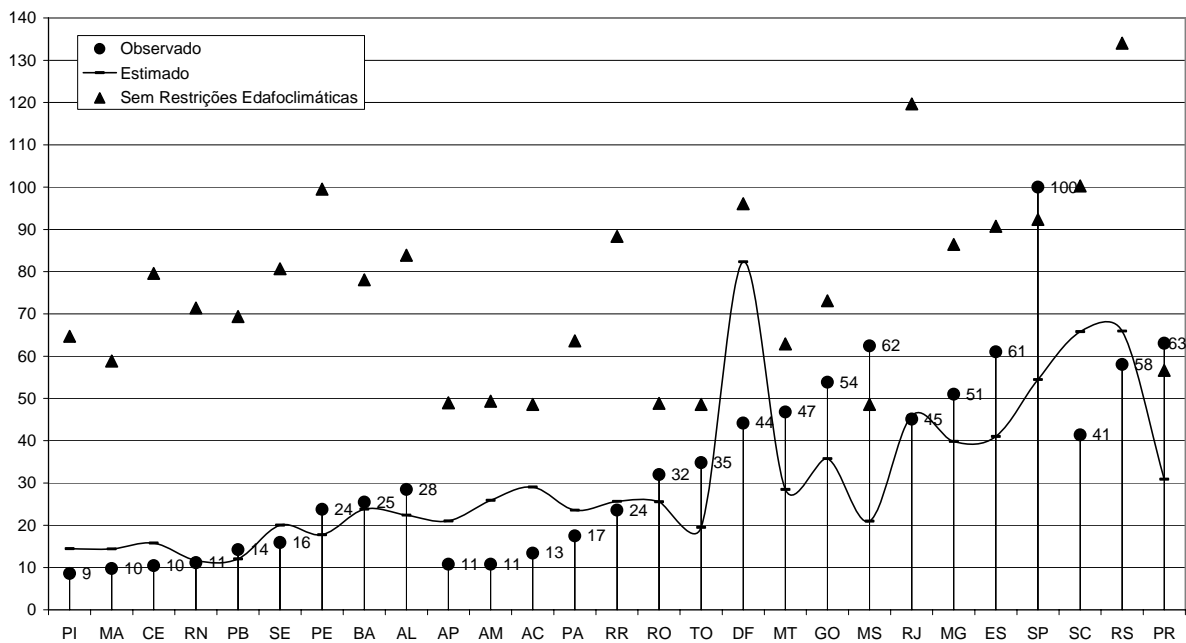
Fonte: Resultados da Pesquisa

**Fig. 3 - Índices de Produtividade, Unidades da Federação, Brasil, 1980 (base: São Paulo=100)**



Fonte: Resultados da Pesquisa

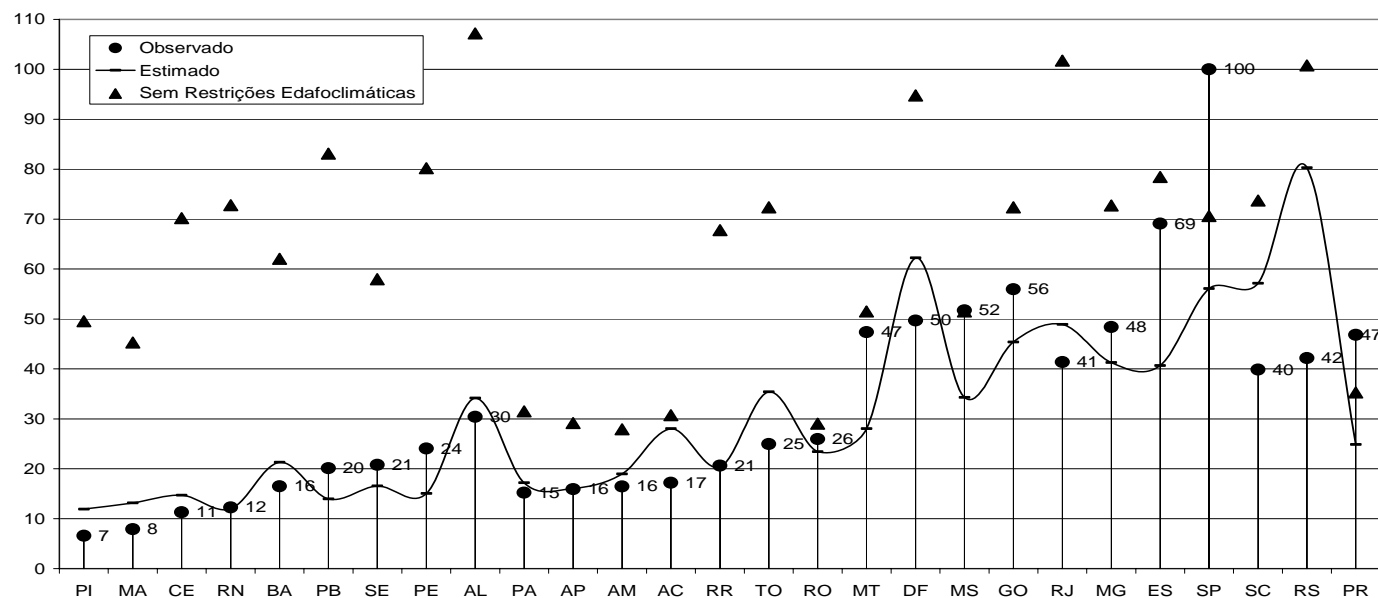
**Fig. 4 - Índices de Produtividade, Unidades da Federação, Brasil, 1985 (base: São Paulo=100)**



Fonte: Resultados da Pesquisa



**Fig. 5 - Índices de Produtividade, Unidades da Federação, Brasil, 1995 (base: São Paulo=100)**



**Tabela 1 – Principais Resultados da Análise de Regressão Relacionando os Índices de Produtividade às Condições de Solo e Clima, às Variações do Tempo e ao Uso de Irrigação, Unidades da Federação, Brasil, 1970 a 1995 <sup>(1)</sup>**

| Variável <sup>(1)</sup>              | 1970        |         | 1975        |         | 1980        |         | 1985        |         | 1995        |         |
|--------------------------------------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
|                                      | coeficiente | valor P | coeficiente | valor P | coeficiente | valor P | coeficiente | valor P | coeficiente | valor P |
| Intercepto                           | 1,220       | 0,2130  | 2,313       | 0,0321  | -2,165      | 0,0433  | -0,722      | 0,6166  | 0,710       | 0,5281  |
| Qualidade das terras                 | 0,677       | 0,0037  | 0,375       | 0,0999  | 0,611       | 0,0127  | 0,471       | 0,1177  | 0,564       | 0,0324  |
| Irrigação                            | 0,149       | 0,2661  | 0,242       | 0,0224  | 0,352       | 0,0157  | 0,512       | 0,0012  | 0,448       | 0,0000  |
| Deficiência hídrica                  | -0,142      | 0,0723  | -0,147      | 0,0896  | -0,048      | 0,2180  | -0,207      | 0,0975  | -0,008      | 0,0271  |
| R <sup>2</sup>                       | 0,63        |         | 0,55        |         | 0,53        |         | 0,60        |         | 0,69        |         |
| F (Pesaran e Pesaran) <sup>(2)</sup> | 0,4016      | 0,5325  | 2,2303      | 0,1484  | 0,0919      | 0,7643  | 0,2024      | 0,6567  | 1,0310      | 0,3197  |

<sup>(1)</sup> Todas as variáveis foram medidas em logaritmos, exceto a deficiência hídrica em 1995.

<sup>(2)</sup> Teste de Pesaran e Pesaran para heterocedasticidade (Matos, 2000).

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Tabela 2 – Principais Resultados dos Testes de Diferenças de Produtividade entre as Regiões Geográficas, Brasil, 1970 a 1995 <sup>(1)</sup>

| Região                   | 1970                 |                            |                |                          | 1975                 |                            |                |                          | 1980                 |                            |                |         |
|--------------------------|----------------------|----------------------------|----------------|--------------------------|----------------------|----------------------------|----------------|--------------------------|----------------------|----------------------------|----------------|---------|
|                          | Análise de Variância |                            | Kruskal-Wallis |                          | Análise de Variância |                            | Kruskal-Wallis |                          | Análise de Variância |                            | Kruskal-Wallis |         |
|                          | F                    | Valor P                    | H              | Valor P                  | F                    | Valor P                    | H              | Valor P                  | F                    | Valor P                    | H              | Valor P |
|                          | 11,254               | 0,0001                     | 16,770         | 0,0021                   | 13,964               | 0,0000                     | 18,602         | 0,0009                   | 14,108               | 0,0000                     | 17,852         | 0,0009  |
| $Q(5,20)^{(1)} = 4,23$   |                      |                            |                | $Q(5,20)^{(1)} = 4,23$   |                      |                            |                | $Q(5,20)^{(1)} = 4,23$   |                      |                            |                |         |
| Tukey–Kramer             |                      | Comparações Múltiplas      |                | Tukey–Kramer             |                      | Comparações Múltiplas      |                | Tukey–Kramer             |                      | Comparações Múltiplas      |                |         |
| PTF média <sup>(2)</sup> |                      | Ordem Média <sup>(3)</sup> |                | PTF média <sup>(2)</sup> |                      | Ordem Média <sup>(3)</sup> |                | PTF média <sup>(2)</sup> |                      | Ordem Média <sup>(3)</sup> |                |         |
| Nordeste                 | 20,61                | a                          | 6,11           | a                        | 23,63                | a                          | 6,89           | a                        | 19,99                | a                          | 7,44           | a       |
| Norte                    | 36,78                | b                          | 12,67          | a                        | 28,17                | a                          | 10,00          | a                        | 24,17                | a                          | 9,50           | a,b     |
| Centro-Oeste             | 44,35                | b,c                        | 15,33          | a,b                      | 50,73                | b                          | 19,00          | b                        | 46,00                | b                          | 17,75          | b,c     |
| Sudeste                  | 74,89                | d                          | 21,25          | b                        | 66,42                | b,c                        | 20,75          | b                        | 64,41                | b                          | 21,50          | c       |
| Sul                      | 69,14                | c,d                        | 21,00          | b                        | 77,59                | c                          | 23,33          | b                        | 64,21                | b                          | 23,33          | c       |
| Região                   | 1985                 |                            |                |                          | 1995                 |                            |                |                          |                      |                            |                |         |
|                          | Análise de Variância |                            | Kruskal-Wallis |                          | Análise de Variância |                            | Kruskal-Wallis |                          |                      |                            |                |         |
|                          | F                    | Valor P                    | H              | Valor P                  | F                    | Valor P                    | H              | Valor P                  |                      |                            |                |         |
|                          | 16,866               | 0,0000                     | 19,220         | 0,0007                   | 18,607               | 0,0000                     | 19,811         | 0,0005                   |                      |                            |                |         |
| $Q(5,20)^{(1)} = 4,23$   |                      |                            |                | $Q(5,20)^{(1)} = 4,23$   |                      |                            |                |                          |                      |                            |                |         |
| Tukey–Kramer             |                      | Comparações Múltiplas      |                | Tukey–Kramer             |                      | Comparações Múltiplas      |                |                          |                      |                            |                |         |
| PTF média <sup>(2)</sup> |                      | Ordem Média <sup>(3)</sup> |                | PTF média <sup>(2)</sup> |                      | Ordem Média <sup>(3)</sup> |                |                          |                      |                            |                |         |
| Nordeste                 | 16,42                | a                          | 7,56           | a                        | 16,65                | a                          | 7,67           | a                        |                      |                            |                |         |
| Norte                    | 20,40                | a                          | 9,71           | a                        | 19,47                | a                          | 9,57           | a,b                      |                      |                            |                |         |
| Centro-Oeste             | 51,81                | b                          | 21,25          | b                        | 51,19                | b,c                        | 23,25          | c                        |                      |                            |                |         |
| Sudeste                  | 64,29                | b                          | 22,75          | b                        | 64,72                | b                          | 23,25          | c                        |                      |                            |                |         |
| Sul                      | 54,16                | b                          | 22,00          | b                        | 42,95                | c                          | 18,67          | b,c                      |                      |                            |                |         |

<sup>(1)</sup> Valor crítico do intervalo Q de Student a 5%.

<sup>(2)</sup> As PTFs médias assinaladas com a mesma letra não diferem a 5% de probabilidade.

<sup>(3)</sup> As ordens médias assinaladas com a mesma letra não diferem a 5% de probabilidade.

Fonte: Resultados da Pesquisa.