

# INFLUÊNCIA DE CAPITAL HUMANO, INSUMOS MODERNOS E RECURSOS NATURAIS NA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA<sup>1</sup>

*José R. Vicente<sup>2</sup>  
Lilian C. Anefalos<sup>3</sup>  
Denise V. Caser<sup>4</sup>*

**RESUMO** – O objetivo deste estudo foi analisar determinantes da produtividade total de fatores na agricultura brasileira no período 1970-95. Foram utilizadas como ferramentas analíticas: a teoria moderna dos números-índices - fórmula superlativa de Fisher - para obtenção de medidas de produção e uso de insumos, bem como de produtividade total de fatores; e, modelos de regressão aplicados a dados de painel (efeitos fixos e randômicos) para explicar a influência de variáveis escolhidas sobre a produtividade. Os resultados mostraram que a produtividade de fatores na agricultura (setor de lavouras), em 1995, era maior em Unidades da Federação localizadas nas regiões Sudeste e Centro-Oeste. Variáveis representativas do capital humano (escolaridade da população rural), e da intensidade de uso de insumos modernos substitutos de terra (agrotóxicos e fertilizantes) condicionaram os níveis de produtividade total de fatores. Entre os recursos naturais, a qualidade das terras foi importante determinante da produtividade no período analisado.

**Palavras Chave:** produtividade total de fatores, números-índices, modelos de dados de painel..

## **INTRODUÇÃO**

No período pós 1964, a estratégia de modernização da agricultura brasileira privilegiou a questão agrícola, consolidando uma produção agropecuária em larga escala, baseada 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 80, 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 dos 90s, o processo de abertura da economia trouxe uma dificuldade adicional, já que a agricultura brasileira passou a enfrentar os concorrentes externos.

Os padrões de crescimento agregado da produção agrícola são relativamente bem conhecidos, mas estudos sobre determinantes da produtividade de fatores – objetos deste trabalho - são menos freqüentes, embora potencialmente contribuam para uma melhor compreensão desse tópico, e para subsidiar formuladores de política agrícola.

## **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

---

<sup>1</sup> Este estudo é parte de projeto mais amplo, financiado pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP).

<sup>2</sup> Doutor em Economia, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA) e Bolsista do CNPq: [jrvicente@iea.sp.gov.br](mailto:jrvicente@iea.sp.gov.br).

<sup>3</sup> Mestre em Economia Aplicada, Pesquisador Científico do IEA. [lcanefal@iea.sp.gov.br](mailto:lcanefal@iea.sp.gov.br).

<sup>4</sup> Estatístico, Pesquisador Científico do IEA, [caser@iea.sp.gov.br](mailto:caser@iea.sp.gov.br)

outro do uso de fatores. A fórmula escolhida foi a de Fisher, que apresenta diversas vantagens para representar processos produtivos reais<sup>5</sup>.

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:

$$FQ_{0,n} = FQ_{0,1} \cdot FQ_{1,2} \cdots FQ_{n-1,n}$$

Como denominador do índice de produtividade, a medida mais frequentemente utilizada é a produtividade física da terra, com a área agregada das culturas servindo como referência. Mais recentemente passou a ser considerada também a produtividade do trabalho. Christensen (1975) discute a reconhecida inadequação de índices parciais de produtividade e Vera Filho e Tollini (1979) argumentaram que essas medidas podem acarretar erros em comparações multilaterais, e sugerem 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 calcular índices de produtividade total no Brasil, devido à carência de dados, defende seu uso como uma medida mais adequada; enfatiza que há casos em que um aumento na produtividade da terra é conseguido às custas 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 produtividade total de fatores é uma medida adequada de progresso tecnológico, evitando os problemas de especificação da forma e estimação da função de produção (Nadiri, 1970).

Em consonância com o exposto acima, optou-se por construir um índice de uso de fatores tomados agregadamente. A disponibilidade de dados dos Censos Agropecuários limita os fatores possíveis de inclusão no índice agregado a terra, trabalho, fertilizantes, máquinas, sementes e agrotóxicos; acredita-se que esse procedimento proporcione uma medida adequada da produtividade agrícola.

Após calculados, procurou-se explicar os índices de produtividade de fatores através 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 5 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 através das taxas de crescimento, sempre em nível de Unidade da Federação. 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, partiu-se do número de famílias assistidas pelos serviços de extensão rural, conforme Vicente (1989). Espera-se que essas duas variáveis tenham efeito positivo sobre a produtividade de fatores.

A tecnologia empregada foi representada através das intensidades de uso de sementes e mudas (despesas por hectare), agrotóxicos (despesas por hectare), fertilizantes (quilos por hectare), máquinas (custos de combustíveis e de serviços por hectare<sup>6</sup>) e trabalho (trabalhadores por hectare). Espera-se, a princípio, que as variáveis representativas dos insumos modernos e máquinas apresentem sinais positivos, e a representativa do trabalho,

<sup>5</sup> A esse respeito ver Diewert (1976, 1978) e Silva e Carmo (1986)

<sup>6</sup> Os serviços de máquinas foram calculados a partir da fórmula de Yotopoulos (1967); detalhes em Vicente (1997).

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, 1979) que leva em conta não apenas as condições do solo, mas também as do clima<sup>7</sup>.

Adicionalmente, procurou-se representar a qualidade das terras também 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 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>8</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 Unidade da Federação; além disso, a escolaridade também representa a qualidade do trabalho. Espera-se que os coeficientes estimados para essa variável e para as duas anteriores, apresentem sinais positivos.

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 e pode ser obtida através do cálculo dos balanços hídricos (Ortolani et al., 1970).

Os dados utilizados referem-se aos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995. Como as variáveis foram construídos em nível de Unidade da Federação, obteve-se um painel de dados, combinação de cortes seccionais com série temporal. O método mais simples aplicado a essas situações, é o caso particular do modelo de regressão múltipla, conhecido como estimador de variáveis *dummies* ou binárias, ou ainda, de efeitos fixos (Greene, 1997; Judge et al., 1985 e 1988).

Formalmente, chamando de  $i = 1, 2, \dots, N$  as observações dos cortes seccionais (Unidades da Federação), e de  $t = 1, 2, \dots, T$  as das séries temporais (anos), o modelo de variáveis binárias (efeitos fixos) pode ser descrito como:

$$y_{it} = \mathbf{a}_{i1} + \mathbf{b}' x_{it} + \mathbf{e}_{it}$$

onde  $\mathbf{a}_{i1}$  representa o coeficiente do intercepto para a  $i$ -ésima unidade de corte seccional,  $\mathbf{b}$  representa os coeficientes angulares que são comuns a todas as unidades, os  $x_{it}$  são as variáveis explicativas, e  $\mathbf{e}_{it}$  são erros aleatórios e independentes. O modelo pode ser reescrito como:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \mathbf{a}_{j1} D_{jt} + \mathbf{b}' x_{it} + \mathbf{e}_{it}$$

onde  $D_{jt}$  são variáveis binárias e assumem valores 0 e 1; mais especificamente,  $D_{jt} = 1$  se  $j = I$  e igual a 0 se  $j \neq I$ . Existe, portanto, uma variável binária referente a cada Unidade da Federação, e a binária correspondente à  $j$ -ésima observação seccional tem valor unitário para

---

<sup>7</sup> Detalhes em Vicente (1997).

<sup>8</sup> 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 & Ruttan, 1988).

as observações dessa unidade e zero para as demais.

Outra alternativa, é o modelo de efeitos randômicos (random effects model, Greene, 1995 e 1997):

$$y_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}'x_{it} + \mathbf{e}_{it} + \mathbf{m}_i$$

onde  $\mu_i$  é uma perturbância individual e específica para cada observação seccional.

As estimativas dos parâmetros desse tipo de modelo podem ser obtidas por mínimos quadrados generalizados<sup>9</sup>.

O modelo de efeitos randômicos pode também incorporar diferenças entre as observações temporais (contrastes):

$$y_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}'x_{it} + \mathbf{e}_{it} + \mathbf{m}_i + \mathbf{w}_t$$

onde  $\mathbf{w}_t$  é uma perturbância específica para cada observação temporal.

### Fontes de dados

Os dados necessários para os cálculos das variáveis tiveram as seguintes fontes:

- a.) área e produção das culturas - Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (Censos Agropecuários, 1970-95);
- b.) quantidade de fatores - IBGE (Censos Agropecuários, 1970-95);
- c.) preços de produtos e de fatores - Fundação Getúlio Vargas (FGV) (Preços Pagos pelos Agricultores, Preços Médios de Arrendamentos, Vendas de Terras, Salários, Serviços, Retrospectiva da Agropecuária), e Instituto de Economia Agrícola (IEA);
- d.) escolaridade - IBGE (Censos Demográficos, 1970-90);
- e.) assistência técnica IBGE (Censos Agropecuários, 1985-95) e Vicente (1989);
- f.) deficiência hídrica - Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) (Boletins Agroclimatológicos, 1969-1995)
- g.) qualidade das terras - Ministério da Agricultura, Série Aptidão Agrícola das Terras (Brasil, 1979).

A disponibilidade de dados impossibilita a construção de índices de produção 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, cebola, coco, feijão, fumo, juta, laranja, malva, mamona, mandioca, milho, pimenta do reino, sisal, soja, tomate, trigo e uva.

### RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com os resultados obtidos a partir do quociente de índices Fisher de produção, por índices Fisher de uso de fatores, pode-se concluir que em 1995, destacavam-se em relação à média do Brasil, as produtividades de São Paulo, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Minas Gerais (tabela 1). No outro extremo estavam Piauí, Maranhão e Ceará. 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 que o Amapá, Roraima, Acre, Distrito Federal e Tocantins somados, responderam por menos de 1% da produção em 1995.

Tomando-se 1970 como base, as maiores taxas de crescimento da produtividade de fatores verificaram-se na Paraíba, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul (somados), Distrito Federal, Goiás e Tocantins (somados) 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, no período 1970-95, em geral, foram as de regiões de fronteira (Rondônia, Mato Grosso + Mato Grosso do Sul e Roraima).

---

<sup>9</sup> Detalhes em Greene (1995).

Uma estimação preliminar por mínimos quadrados ordinários, método reconhecidamente inadequado para tratar com dados de painel, indicou diversas variáveis afetando significativamente a produtividade de fatores, embora alguns coeficientes apresentem sinais inesperados (tabela 2).

No modelo de variáveis binárias (efeitos fixos), ajustado com correção para autocorrelação de primeira ordem<sup>10</sup>, as variáveis binárias associadas às Unidades da Federação aparentemente impossibilitaram a discriminação dos efeitos das variáveis independentes, uma vez que somente a escolaridade apresentou coeficiente significativo (tabela 2).

O primeiro modelo de efeitos randômicos, ainda sem incorporar diferenças entre as observações temporais (one way), já mostra resultados melhores, com as variáveis salários, escolaridade, intensidade de uso de fertilizantes e qualidade das terras aparecendo com influência significativa sobre a variável dependente (tabela 2).

A especificação com efeitos randômicos duplos (two way), que considera também os contrastes, aparentemente foi capaz de isolar de forma mais adequada os efeitos das variáveis explicativas. A escolaridade da população rural apresentou coeficientes positivos e significativos, confirmando uma vez mais a importância da educação para a produtividade agrícola<sup>11</sup>. A assistência técnica, por sua vez, não apresentou significância estatística; isso pode estar relacionado às diferenças de medida dessa variável nos períodos 1970-80 e 1985-95. No primeiro caso, foi utilizada a média ponderada de produtores assistidos pelos programas de extensão rural no ano de realização dos Censos agropecuários e nos dois anos anteriores. É provável que essa medida represente menos adequadamente os produtores com acesso a assistência técnica, que passaram ou a ser levantados nos Censos a partir de 1985 (tabela 2).

Entre as variáveis representativas do uso de insumos modernos, a intensidade de uso de sementes e mudas apareceu com coeficientes não significativos. Pode-se especular que esse resultado deve-se ao nível de agregação dos censos agropecuários, já que as sementes adquiridas, que espera-se 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. As intensidades de uso de agrotóxicos e fertilizantes apresentaram os coeficientes positivos e significativos esperados, indicando que o uso desses insumos modernos vem elevando a produtividade total de fatores na agricultura.

A variável intensidade de uso de máquinas não se mostrou significativa. Esse resultado, interpretado em conjunto com o da intensidade de uso do trabalho (igualmente não significativa), pode indicar que a utilização desses 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 ao fator que substitui.

Os coeficientes estimados para os salários foram negativos e significativos, o contrário da suposição inicial que norteou sua inclusão no modelo. Neste caso, é provável 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.

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

---

<sup>10</sup> Embora o coeficiente de autocorrelação estimado fosse próximo de zero, não foi possível estimar a equação sem considerá-lo; isso ocorreu porque a variável representativa da qualidade das terras é constante nas 5 observações temporais, comportando-se como uma variável binária adicional e causando multicolinearidade perfeita.

<sup>11</sup> Ver, por exemplo, Thame, Vicente e Vicente (1987), e Vicente (1989).

cultivadas, não apresentou significância estatística. É provável que a função de reserva de valor das terras agrícolas, notadamente em períodos de inflação elevada, tenha influenciado nesse resultado.

Quanto à deficiência hídrica, também sem coeficiente significativo, é possível que a adoção de um período único de acumulação para todas as Unidades da Federação, compreendendo os meses de setembro a março, seja o responsável. Deve-se explicitar que a variável qualidade das terras incorpora restrições climáticas em sua construção, e pode ter captado também os efeitos das variações do tempo.

### **CONCLUSÕES**

A produtividade de fatores na agricultura (setor de lavouras), em 1995, era maior nas Unidades da Federação localizadas nas regiões Sudeste e Centro-Oeste.

A intensidade de uso de insumos modernos substitutos de terra – agrotóxicos e fertilizantes – afetou positivamente a produtividade total de fatores. Já as máquinas, substitutas do trabalho, não apresentaram coeficiente significativo. Esse resultado, conjugado à não significância da intensidade do uso do trabalho, pode indicar certa ineficiência no processo de mecanização da agricultura.

A qualidade das terras apareceu como importante determinante da produtividade agrícola, embora seja esperado que se torne menos relevante com o tempo, já que a modernização deve ampliar os horizontes da agricultura.

A escolaridade da população rural aparenta ser fator essencial para a produção eficiente na agricultura, ressaltando a importância de investimentos em educação para o aumento da competitividade, mesmo no setor primário da economia.

### **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- ALVES, E.R.A. **A produtividade agrícola**. Brasília, s.c.p., 1979. 34 p.
- BOLETIM AGROCLIMATOLÓGICO. Brasília, INMET, vários números.
- BRASIL. Ministério da Agricultura. Secretaria Nacional de Planejamento Agrícola. **Série Aptidão Agrícola das Terras**, 1979.
- CENSO AGROPECUÁRIO. Rio de Janeiro, IBGE, 1970, 1975, 1980, 1985, 1995.
- CENSO DEMOGRÁFICO. Rio de Janeiro, IBGE, 1970, 1980, 1990.
- CHRISTENSEN, L.R. Concepts and measurement of agricultural productivity. **American Journal of Agricultural Economics**, 57(5): 910-915, dec. 1975.
- DIEWERT, W.E. Exact and superlative index numbers. **Journal of Econometrics**, 4(2):115-145, may 1976.
- DIEWERT, W.E. Superlative index numbers and consistency in aggregation. **Econometrica**, 46(4): 883-900, jul. 1978.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Preços pagos pelos agricultores**. Rio de Janeiro, FGV, Vários números.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Preços médios de arrendamentos, vendas de terras, salários, serviços**. Rio de Janeiro, FGV, vários números.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Retrospectiva da agropecuária**. Rio de Janeiro, FGV, vários números.
- 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**. New York, Econometric Software, 1995.
- GREENE, W.H. **Econometric analysis**. New Jersey, Prentice Hall, 1997. (3<sup>rd</sup>. ed.)
- HAYAMI, H. & RUTTAN, V.W. **Desenvolvimento agrícola: teoria e experiências**

- internacionais. Brasília, EMBRAPA, 1988.
- HOMEM DE MELO, F.B. O crescimento agrícola brasileiro dos anos 80 e as perspectivas para os anos 90. **Revista de Economia Política**, 10(3): 23-30, jul./set. 1990.
- JUDGE, G.G. et al. **The theory and practice of econometrics**. New York, John Wiley & Sons, 1985.(2<sup>nd</sup>. ed.)
- JUDGE, G.G. et al. **Introduction to the theory and practice of econometrics**. New York, John Wiley & Sons, 1988.
- NADIRI, M.I. Some approaches to the theory and measurement of total factor productivity: a survey. **Journal of Economic Literature**,8(4):1137-1177, oct. 1970.
- ORTOLANI, A.A. et al. **Parâmetros climáticos e a cafeicultura**. Rio de Janeiro, IBC, 1970.
- RICARDO, D. **Princípios de economia política e de tributação**. São Paulo, Abril Cultural, 1982.
- 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**, 33 (1/2): 139-170, 1986.
- 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**, 36(1 e 2 ): 141-183, 1987.
- VERA Fº, F. & TOLLINI, H. Progresso tecnológico e desenvolvimento agrícola. In: VEIGA, A. (coord.) **Ensaio sobre Política Agrícola Brasileira**. São Paulo, Secretaria de Agricultura, 1979. P. 876-136.
- 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)
- VICENTE, J.R. **Determinantes da adoção de tecnologia e da eficiência na produção agrícola paulista**. São Paulo, FEA/USP, 1997. (Tese de Doutorado)
- YOTOPOULOS, P.A. From stock to flow capital inputs for agricultural production functions; a micro-analytic approach. **American Journal of Agricultural Economics**, 49(2): 476-495, may 1967.

**Tabela 1.** Evolução da Produtividade de Fatores nas Unidades da Federação, Brasil, 1970-95 <sup>(1)</sup>

Unidade da Federação	Ano				
	1970	1975	1980	1985	1995
Alagoas	43,20	57,91	64,82	82,84	97,75
Bahia	38,28	37,97	44,99	46,82	41,25
Ceará	11,06	30,16	19,03	24,84	30,91
Paraíba	15,57	26,01	26,11	39,94	82,34
Pernambuco	32,05	40,63	44,91	63,20	62,90
Piauí	8,42	15,98	9,22	18,96	19,14
Rio Grande do Norte	15,51	27,16	23,43	32,35	39,65
Sergipe	23,68	29,80	40,75	42,36	53,88
Maranhão	21,94	20,65	21,64	22,71	23,31
Acre	101,89	60,05	46,08	41,39	50,83
Amazonas	48,85	34,51	44,32	39,42	50,49
Amapá	126,97	54,01	59,78	36,54	44,21
Pará	26,31	27,86	39,04	36,87	41,89
Roraima	67,64	38,37	72,51	69,88	66,52
Rondônia	56,69	37,96	43,72	67,63	72,28
Tocantins	...	...	...	70,15	70,83
Mato Grosso	...	35,73	49,80	75,49	128,94
Mato Grosso do Sul	...	45,89	71,85	102,29	132,13
Distrito Federal	52,08	64,54	45,01	91,29	123,59
Goiás	...	...	...	97,19	145,05
Goiás + Tocantins	58,73	60,28	71,09	92,10	135,47
Mato Grosso + Mato Grosso do Sul	40,76	41,87	60,03	87,35	130,05
Minas Gerais	59,54	52,18	69,50	104,79	125,87
Espírito Santo	103,93	89,31	114,73	147,82	199,80
Rio de Janeiro	124,75	109,32	107,28	126,78	117,11
São Paulo	118,14	137,83	149,46	208,15	224,53
Paraná	43,58	79,98	80,52	99,59	110,52
Santa Catarina	57,59	62,10	74,72	79,09	90,67
Rio Grande do Sul	65,22	76,63	76,08	90,40	95,29

(1) Resultados obtidos pelo quociente de Índices Fisher de Produção por Índices Fisher de Uso de Fatores (terra, trabalho, máquinas, fertilizantes, sementes e agrotóxicos).

Base: Brasil 1995 = 100.

Fonte: Elaborada a partir dos dados básicos do IBGE, da FGV e do IEA.

**Tabela 2.** Principais Resultados de Modelos de Dados de Painel com Variáveis Explicativas da Produtividade Total de Fatores, Brasil, 1970-1995.

Variável	Coeficientes Estimados <sup>(1)</sup>			
	Mín. Quadrados Ordinários	Efeitos Fixos	Efeitos Randômicos	
			Simples (One Way)	Duplos (Two Way)
Intercepto	20,4299		16,3456	0,0544
Salários	-0,0087 b	0,0010	-0,0058 c	-0,0054 a
Escolaridade	3,3509	19,4826 a	9,3531 b	18,7491 a
Int. Uso Sementes e Mudanças	-0,2333 b	0,0362	-0,1140	0,0656
Int. Uso de Agrotóxicos	-0,2119 c	0,0796	-0,0801	0,1035 b
Int. Uso de Fertilizantes	0,1094 a	0,0480	0,0910 a	0,0796 a
Int. Uso de Máquinas	0,1485 c	-0,0320	0,0694	-0,0517
Int. Uso de Trabalho	-18,4671 a	-7,9387	-12,3404	0,7613
Valor do Arrendamento	0,1136 a	0,0100	0,0376	0,0007
Qualidade das Terras	0,7182 a	0,1128	0,6979 a	0,5696 b
Deficiência Hídrica	-0,0034	-0,0188	-0,0017	0,0062
Assistência Técnica	0,0731	-0,1086	-0,1545	-0,0761
$\bar{R}^2$	0,6451	0,8650	0,6251	0,4858

<sup>(1)</sup> As letras representam os níveis de significância de t: a=1%; b=5%; c=10%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do IBGE, da FGV e do IEA.