

Eficiência técnica das unidades federativas brasileiras - padrões e determinantes*

Sumaia Saheli[§]
Paulo Brígido Rocha Macedo[§]

RESUMO

O artigo desenvolve uma análise da economia regional brasileira utilizando-se de dados em painel. As unidades federativas brasileiras são ordenadas segundo o conceito de eficiência técnica desenvolvido por Farrell (1957). Para tanto, estima-se a curva de fronteira de produção brasileira sob uma especificação flexível, a translog. Posteriormente à ordenação, procura-se detectar os possíveis determinantes das desigualdades regionais, concluindo-se que dentre as variáveis selecionadas as economias de aglomeração e o capital humano destacam-se como as possíveis variáveis explicativas. Analisam-se ainda as unidades federativas segundo os indicadores de elasticidade do produto ante as alterações de insumos e retornos de escala, os quais mostram a baixa competitividade de nossa economia visto que todas apresentam retornos decrescentes de escala. A análise se desenvolve por meio da utilização de duas bases de dados para o insumo trabalho: PNAD 1985-1990 e RAIS 1986-1993, visando à comparação entre os resultados. Esta comparação mostrou que se deve atentar para a possibilidade de se superestimar os indicadores de produtividade das economias quando se utiliza a fonte RAIS, visto que esta só abrange o setor formal do mercado de trabalho.

Palavras-chave: economia regional, economias de aglomeração, desigualdades regionais.

ABSTRACT

This article analyses the Brazilian regional economy using panel data. The Brazilian federal units are classified under Farrell's concept of technical efficiency (1957). To this end, the Brazilian production frontier curve is estimated through a translog flexible specification. Then, possible regional inequality factors are examined, from which agglomeration economies and human capital appear to be the most important ones. Also, the Brazilian federal units are analyzed under the criterion of output elasticity in relation to changes in input and returns to scale, showing the Brazilian economy's low competitiveness given that all units present decreasing returns to scale. This analysis utilizes two data sources for labor input: PNAD 1985-1990 and RAIS 1986-1993, and then both results are compared. This comparison shows that productivity is overestimated under RAIS sources as they include only the formal sector of the labor market.

Key words: regional economy, agglomeration economies, regional inequalities.

* E-mail: ss@telnet.com.br. Este artigo foi extraído da dissertação de mestrado de Saheli (1997), CEDEPLAR, UFMG, sob o mesmo título. Nossos agradecimentos ao Professor Afonso Henriques Borges Ferreira, ao Professor Carlos Roberto Azzoni e aos pareceristas anônimos desta revista, que deram várias sugestões para o aperfeiçoamento do estudo. Os autores assumem, contudo, inteira responsabilidade pelos eventuais erros.

§ Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional - UFMG.

1 Introdução

A evolução recente da participação dos estados brasileiros no produto do País tem sido objeto de crescente interesse nos estudos de economia brasileira. Apesar do processo de despolarização da produção industrial, o Estado de São Paulo mantém uma posição preponderante na geração de riqueza do País. No entanto, a posição relativa dos demais estados pode estar se alterando, o que indica a possibilidade de mudanças na eficiência técnica das unidades cujos determinantes vale investigar.

Os estudos econômicos relativos à eficiência produtiva em diversos contextos (firmas, setores industriais etc.) originalmente se utilizavam de “funções de produção médias”; entretanto, trabalhos recentes vêm mais e mais fazendo uso das chamadas “funções de produção de fronteira”. Esta última abordagem trabalha com uma estimativa da função de produção correspondente à “melhor prática produtiva” (*best practiced technology*), permitindo a comparação da posição relativa das unidades analisadas em termos dos respectivos “desvios” em relação ao melhor padrão produtivo. Este trabalho modela uma base de dados em painel sob a especificação de uma função de produção de fronteira “translog”, visando analisar a eficiência técnica dos estados brasileiros.

A análise se faz em duas etapas:

A primeira determina a eficiência relativa das economias estaduais com o uso alternativo de dados sobre o emprego: PNAD, no período de 1985 a 1990, e RAIS, no período 1986 a 1993. O objetivo da utilização de duas fontes alternativas é poder avaliar, por meio da comparação de seus resultados, a possibilidade de se superestimar a produtividade do trabalho utilizando-se a base RAIS, que é mais limitada por abranger apenas o setor formal da economia.

A segunda etapa discute as possíveis causas das diferenças regionais na eficiência produtiva. Os resultados indicam que existe uma variação grande entre as unidades federativas, sendo os principais fatores determinantes desta variação o capital humano, as economias de aglomeração, o percentual da participação da indústria na economia local e, em menor escala, o grau de abertura da economia com o emprego da base PNAD.

O estudo se apresenta em 4 seções. A seção 2 diz respeito à metodologia e à base de dados, onde se desenvolve a teoria implícita e se apresentam os dados utilizados. A terceira seção compreende a análise empírica, na qual são estimadas a função de produção de

fronteira, as elasticidades do produto relativas aos insumos, os rendimentos de escala, o questionamento acerca da existência da desigualdade de eficiência, o cálculo do índice de eficiência técnica de cada unidade federativa e, por fim, o estudo dos determinantes da desigualdade. A última seção conclui o trabalho.

2 Metodologia e base de dados

2.1 A função de fronteira de produção

A eficiência produtiva é um conceito econômico que se refere à capacidade de o agente produzir o maior nível de produto ao menor custo possível, o que significa maximizar a produção, dado o nível de insumos - eficiência técnica - e minimizar os custos, dado o nível de produção - eficiência alocativa.

Este estudo analisa a eficiência técnica das economias das unidades federativas brasileiras, seus padrões e determinantes de suas diferenças de desempenho. Para tanto, buscar-se-á determinar o nível de produção que será adotado como o nível de fronteira de produção a uma dada utilização de insumos. Os dados referem-se ao comportamento das unidades ao longo do final da década de 80 e início de 90. O primeiro objetivo é ordenar as unidades federativas em termos de eficiência técnica para, posteriormente, explicar os resultados via seus determinantes.

Uma função de produção de fronteira é uma extensão do conceito de função de produção, que mostra o máximo de produto que é possível se obter com um dado nível de insumos. Desta forma, a sua estimação implica a imposição da restrição segundo a qual nenhuma unidade produtiva é capaz de exceder este máximo a um dado nível de desenvolvimento tecnológico. Não se considera que todas as unidades estejam utilizando a melhor prática produtiva, pelo contrário, podem existir restrições peculiares a um número delas que as impeçam de utilizar a técnica mais moderna (ausência de mão-de-obra especializada; utilização de estoque de capital obsoleto etc.), conduzindo-as, desta forma, a um nível de produção inferior ao da fronteira.

Neste trabalho, os Estados da Federação são as unidades de análise, e os respectivos níveis de produção (medidos pelo Produto Interno Bruto) são associados aos insumos capital e trabalho em processos produtivos, modelados como funções de produção agregadas. Esta forma de modelar a função representa uma utilização do conceito de função

de produção no seu nível mais amplo; a agregação que se impõe, ao invés de se considerar firmas, fazendas, indústrias como agentes econômicos produtores, toma os estados como unidades macroeconômicas.¹

Uma função de produção de fronteira genérica pode ser representada por uma equação onde o produto, Y , é função dos insumos utilizados, X , multiplicado pela exponencial dos erros, ε (equação 1). Nesta, o erro é composto de duas partes: o termo que determina a (in)eficiência técnica - o *one-sided error* u -, com média $m \geq 0$ e variância σ_u^2 , e o termo que representa os choques aleatórios exógenos, v , com média 0 e variância σ_v^2 - o *two-sided error*.

$$Y = f(X)e^{\varepsilon} \quad (1)$$

$$\varepsilon = -u + v$$

Ao se estimar esta função, normalmente o *one-sided error* acaba se incorporando ao intercepto da função, o que produz, via o método de mínimos quadrados ordinários, coeficientes não viesados, exceto o intercepto. A correção do viés do intercepto pode se realizar via dois procedimentos: os mínimos quadrados ordinários corrigidos - onde há um deslocamento do intercepto de forma a que os resíduos passem a ter uma distribuição truncada em zero - e os mínimos quadrados ordinários modificados - onde o deslocamento do intercepto é inferido a partir do pressuposto de uma distribuição particular, gama ou exponencial, dos resíduos.

Nos exercícios empíricos que abordam os níveis de eficiência técnica as questões relativas à elasticidade de demanda dos insumos, ao fator de substituição entre os insumos, às economias de escalas têm importância secundária, visto que o objetivo destes é obter estimativas para o intercepto e os resíduos da função, de onde se deriva a medida de eficiência. Considerando-se o conceito de eficiência técnica desenvolvido por Farrell (1957), que utiliza a razão entre o valor da produção observado e o estimado como a sua medida, conclui-se que a eficiência técnica é, na verdade, uma medida da produtividade

1 Esta agregação, apesar de representar um limite conceitual, não é incorreta, apenas requer cuidados especiais ao se analisar seus resultados, para que se não produzam generalizações incorretas. Vale lembrar que a primeira análise empírica de uma função de produção foi o estudo da distribuição da renda entre capital e trabalho em unidades macroeconômicas realizada por Cobb e Douglas em 1928.

total dos fatores.² Seja y a quantidade produzida observada e $f(x)$ a quantidade que se produziria a partir da utilização dos insumos x associada à melhor técnica produtiva; a eficiência técnica deriva das seguintes expressões:

$$y \leq f(x) \quad (2)$$

$$TFP = TE(y, x) = \frac{y}{f(x)}$$

Especificações alternativas da função de produção, por exemplo Cobb-Douglas ou translogarítmica, podem alterar marginalmente a própria medida de eficiência, mas não têm grande relevância em estudos que pretendam construir um índice de eficiência. Da mesma forma, a análise dos coeficientes estimados (seus sinais, seus significados) não é realizada aqui, pois não representa o foco de interesse desses estudos. Pinheiro (1992a), em seu estudo sobre a função de produção de fronteira média para cada setor da indústria nacional, concluiu que a especificação em termos de uma tecnologia do tipo Cobb-Douglas não é a mais correta, visto que existe uma amplitude muito grande de possibilidades de tecnologia que as unidades produtivas possam estar adotando. Maddala (1979), discutindo as formas funcionais de funções de produção que se destinam a estimar a produtividade, conclui que a especificação altera os resultados que advêm das derivadas segundas e não das primeiras. Como a produtividade advém da primeira derivada, a questão da especificação deixa de ter importância nestas análises. Seguindo este raciocínio, pode-se ser levado a subestimar a relevância da questão da especificação na análise da eficiência técnica.

A vantagem da especificação da função de produção de fronteira em termos translogarítmicos é a flexibilidade que ela apresenta. Esta flexibilidade se faz necessária tendo em vista que se estão tomando agentes produtivos agregados, heterogêneos, cujas restrições produtivas são desconhecidas. A especificação translogarítmica tem sido usada em diversos trabalhos empíricos, como, por exemplo, na análise que Beeson e Husted (1989) fazem dos padrões de eficiência produtiva industrial dos estados dos EUA, que é referência para o presente trabalho. Especificando a função de produção de fronteira (equação 1) em termos translogarítmicos, obtém-se a seguinte equação:

2 Um outro estudo que analisa a relação entre a TFP e a TE foi realizado por Pinheiro (1992a), que decompõe as alterações na produtividade dos fatores em alterações tecnológicas e alterações de eficiência técnica. Nesta análise considera-se que a TE é apenas um dos componentes a influenciar a medida de TFP.

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln L_{it} \ln K_{it} + \beta_4 (\ln L_{it})^2 + \beta_5 (\ln K_{it})^2 + \beta_6 T + \beta_7 T^2 + \beta_8 (\ln L_{it})T + \beta_9 (\ln K_{it})T - u_i + v_{it} \quad (3)$$

onde o subscrito i refere-se às unidades federativas, o subscrito t refere-se às unidades de tempo, L representa o insumo trabalho, K o insumo capital, T a “tendência” para captar as alteração tecnológicas no decorrer do tempo e β_k os parâmetros a serem estimados, onde $k = 0, \dots, 9$.

O *one-sided error* u_i , é incorporado ao intercepto da equações, isto é, cada localidade tem um intercepto específico, com os demais parâmetros semelhantes aos das outras localidades. Este novo termo - associação entre a constante e o *one-sided error* - estará representando os efeitos individuais de cada unidade federativa constante ao longo do tempo abordado, isto é, adotar-se-á o pressuposto de que a eficiência técnica é invariante ao longo do período em questão. Para análises que se realizam com dados em painel - *pooled cross-section times-series* -, a literatura apresenta duas alternativas de se modelar o comportamento específico de cada unidade: considerar que seus efeitos individuais sejam fixos, ou então, aleatórios.³

Efeitos Individuais Fixos - A primeira alternativa - considerar os efeitos individuais como sendo fixos e desconhecidos - significa que se acredita nos efeitos individuais como resultantes de fatores constantes no tempo, diretamente observados e determinados por características intrínsecas de cada localidade. Este é o modelo conhecido na literatura como “COVARIANCE MODEL”, que se utiliza de transformações de dentro do grupo (desvios das médias dos grupos - *within groups*) onde:

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \beta X_{it} + v_{it}$$

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} \text{ para todo } t$$

$$\beta_{kit} = \beta_k \text{ para todo } i \text{ e } t, k = 1, \dots, k$$

$$v_{it} \sim (0, \sigma^2)$$

3 Kumbhakar (1990) argumenta que uma vantagem da adoção de dados em painéis para estimar a fronteira de produção com a finalidade de se obter indicadores de ineficiência invariantes no tempo, o que representa o caso deste estudo, está no fato de que não se necessita assumir nenhuma específica distribuição para os resíduos, mas que a utilização da ML, que necessita desta hipótese, pode produzir resultados mais eficientes.

sendo que i representa a localidade e t o tempo.

A especificação equivale a modelar um intercepto diferenciado para cada unidade, sendo também denominada “mínimos quadrados com variáveis *dummy*” (LSDV). Neste caso, o pressuposto de homocedasticidade dos choques aleatórios é válido com a adoção de apenas um termo do erro - o *two-sided error* -, que apresenta média zero e variância constante, visto que o outro termo, o *one-sided*, é considerado como um efeito individual fixo.⁴

$$\varepsilon = v$$

$$E[\varepsilon] = 0 \text{ e } E[\varepsilon \varepsilon] = \sigma^2 I.$$

A adoção deste método pressupõe que as diferenças entre as unidades federativas com respeito ao nível de eficiência técnica se devam a causas não aleatórias, e apresenta a vantagem de não se precisar assumir a hipótese de que a ineficiência de cada unidade federativa não seja correlacionada com o nível de insumos. Além disso, ao estimar a ineficiência este modelo é consistente com o modelo de fronteira de produção determinística, que trata a ineficiência como reação às decisões tomadas pelos agentes produtivos e não como um componente aleatório que adviria de fatores externos à decisão, como ocorre na fronteira de produção estocástica.⁵ Segundo Greene (s.d.), tratar os efeitos individuais como fixos é mais adequado quando o número de observações no tempo é inferior ao número de cortes transversais.

Efeitos Individuais Aleatórios - Uma segunda alternativa de método de estimação é pensar no termo do erro *one-sided* como aleatório, apresentando uma distribuição normal, não correlacionado com o *two-sided error* nem com os regressores. Assim, retorna-se à idéia original em que o termo do choque estocástico é composto por duas partes, uma específica para cada corte transversal e outra como o resíduo geral da equação:

$$\varepsilon_{it} = -u_i + v_{it}$$

4 No pacote econométrico que se utilizou - Eviews 2.0 -, este modelo é denominado por POOLED LS - opção de interceptos com efeitos fixos sem ponderações. Neste estudo denominar-se-á por LSDV o modelo que segue este método de estimação.

5 Existem dois conceitos de função de produção de fronteira: a determinística e a estocástica. No primeiro, as observações devem, necessariamente, cair abaixo ou na fronteira, mas nunca acima dela, visto que a mesma mostra o limite possível dado o desenvolvimento tecnológico. Já na fronteira estocástica, as observações ocorrem ao redor da fronteira determinística, pois se considera que é possível a ocorrência de observações acima da mesma por existirem condições particularmente favoráveis e aleatórias à unidade em questão. Para maiores detalhes ver Battese (1992).

onde $E[u_i] = E[v_{it}] = 0$, $E[u_i^2] = \sigma_u^2$ e $E[v_{it}^2] = \sigma_v^2$, $E[v_{it}u_j] = 0$ para todo i, j e t , $E[v_{it}v_{js}] = 0$ se $t \neq s$ ou $i \neq j$, e $E[u_iu_j] = 0$ se $i \neq j$.

O modelo apresenta a particularidade de a matriz de covariância do choque estocástico, ε_{it} , não ser esférica, o que leva à necessidade de se efetuar a estimação via mínimos quadrados generalizados. Ou, dito de outra forma, dado que os efeitos individuais, u_i , são aleatórios, o choque estocástico, ε_{it} , é autocorrelacionado em virtude da presença do termo comum ao longo do tempo - u_i .

Este é o modelo denominado na literatura⁶ por “THE ERROR COMPONENT MODEL - GLS Estimator” também conhecido como “VARIANCE COMPONENT MODEL”.

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \beta_0 + \beta X_{it} + u_i + v_{it} \\ Y_{it} &= \beta_{0i} + \beta X_{it} + v_{it} \\ \beta_{0i} &= \beta_0 + u_i \end{aligned}$$

O modelo de efeitos individuais aleatórios é mais coerente com um modelo de fronteira de produção estocástica, onde se considera que a razão da ineficiência da unidade analisada tem pelo menos um elemento alheio à decisão dos agentes, sendo, portanto, uma variável aleatória. Serão denominadas por GLS as estimativas dos efeitos individuais derivados dentro do pressuposto de efeitos aleatórios.

A hipótese da ortogonalidade entre os efeitos individuais e os regressores deve ser testada porque sua rejeição implica que os estimadores do modelo aleatório são não-consistentes. O modelo de efeitos fixos não necessita deste pressuposto.

O objetivo de se testar os dois métodos acima se deve ao fato de se querer realizar um estudo econométrico aprofundado e, principalmente, ao interesse de se classificar devidamente a natureza da desigualdade regional relativa à eficiência técnica.

Acredita-se, a princípio, que esta decorra das condições existentes nas localidades: a oferta de infra-estrutura, o alcance educacional, economias de aglomeração etc. Assim sendo, espera-se, *a priori*, que o método mais adequado para se modelar o efeito individual, de onde se deriva a desigualdade, seja aquele que considera os efeitos como fixos e não aleatórios, pois existem grandes diferenças interestaduais, que possivelmente não devem ser explicadas como resultantes primordialmente de choques aleatórios.

6 O modelo de efeitos individuais aleatórios foi desenvolvido originalmente por Balestra e Nerlove (1966).

2.2 Base de dados

Dados Relativos ao Volume de Produção - Os dados utilizados são relativos ao produto interno bruto das unidades federativas computados no trabalho desenvolvido no convênio IPEA/PNUD.(Silva *et alii*, 1996.) Os dados referentes ao valor da produção de cada unidade em cada ano estão disponíveis para as 27 unidades federativas brasileiras no período de 1985 a 1994 em valores correntes na unidade monetária que passou a vigorar a partir de 1º de julho de 1994 - o Real. Como as séries históricas dos demais dados necessários para o desenvolvimento do trabalho não são completas para o Estado de Tocantins, foi necessário agregá-lo à unidade federativa à qual este pertencia antes da Constituição de 1988, isto é, Goiás. Para transformar a série do produto interno bruto em valores constantes no tempo utilizou-se o deflator implícito do PIB.

Insumo Trabalho - Com relação ao insumo trabalho, utilizaram-se os dados de população ocupada em cada unidade federativa disponíveis nos arquivos das Pnads.⁷ Nesta pesquisa consideram-se ocupadas as pessoas economicamente ativas que, na semana de referência de cada pesquisa, estavam trabalhando, e as que embora não estivessem trabalhando tinham algum emprego ou negócio do qual se encontravam temporariamente afastadas por motivo de doença, férias, luto etc. Os dados disponíveis no momento de execução do trabalho cobrem os anos de 1985 a 1990, não abrangendo, contudo, todas as áreas rurais dos estados pertencentes à região Norte.

A segunda fonte de dados utilizada para o insumo trabalho são os relatórios RAIS. O conceito de emprego que consta nos referidos relatórios diz respeito às informações fornecidas pelos agentes econômicos de todos os setores da economia sobre o total de vínculos empregatícios efetivamente existentes em 31/12 de cada ano. Portanto, os dados da RAIS são relativos ao emprego formal. Convém ressaltar que o número de empregos difere do número de pessoas ocupadas, visto que, na data de referência da pesquisa, um mesmo trabalhador poderia ter mais de um vínculo empregatício, como é ressaltado nas notas conceituais do Relatório. Além deste fato, convém notar que existe a possibilidade de subestimação dos dados de emprego formal devido às concessões legais dadas às atividades rurais de pequeno porte, as quais são dispensadas de preencher o formulário. Os dados considerados abrangem o período de 1986 a 1993.

7 Não foi possível a utilização dos dados publicados destas pesquisas, pois os mesmos não estão disponíveis para as 26 unidades federativas. Assim, optou-se por extraí-los das fitas dos questionários.

A opção por realizar este trabalho com as duas fontes se deve ao interesse de compará-las com vistas a verificar a existência ou não de diferenças significativas nos resultados empíricos. Constata-se, de fato, que o insumo trabalho considerado pela fonte PNAD, que questiona se uma pessoa se declara ou não ocupada, é 60% superior para o País como um todo, relativamente àqueles constantes do relatório RAIS como tendo um vínculo empregatício. Além disso, a diferença entre as duas bases não é homogênea no País, apresentando grandes dessemelhanças entre os estados.

Insumo Capital - Com relação aos dados do insumo capital, dada a sua ausência nas estatísticas econômicas em geral (o que não representa uma exclusividade nacional) adotou-se o consumo de energia elétrica não-residencial como *proxy*. A fonte desta variável é o relatório do Balanço Energético Nacional de 1995 - ano base 1994 - do Ministério de Minas e Energia. A evidência empírica de que tal procedimento pode ser considerado uma boa solução é encontrada no trabalho de Lau, Jamison, Liu e Rivkin (1993) sobre educação e crescimento econômico nos estados brasileiros nos anos de 1970 e 1980. Os autores utilizam o consumo de energia elétrica como *proxy* para capital e obtêm resultados empíricos consistentes com a teoria econômica. No caso do presente trabalho, os efeitos de possíveis alterações da matriz energética no tempo não constituem um problema, porque o período analisado é relativamente pequeno: 1985 a 1990, quando se toma a PNAD como fonte para os dados do insumo trabalho, e 1986 a 1993, com a fonte RAIS. Acredita-se que assumir a hipótese de invariância no tempo da matriz energética não venha a ser danoso para os resultados, principalmente em virtude de se estar assumindo a hipótese de invariância da (in)eficiência técnica no período abordado.

2.3 Construção dos índices de (in)eficiência

A construção do índice de (in)eficiência segue a metodologia padrão encontrada na literatura e utilizada por Beeson e Husted, e que considera a unidade federativa que apresenta o maior intercepto como a fronteira de eficiência técnica.⁸ A diferença entre este

8 Cornwell *et alii* (1990), ao medir a eficiência técnica de cada firma em cada tempo (permitindo as variações temporais), utilizam-se da maximização do intercepto estimados para a obtenção da fronteira. A ineficiência da firma i no tempo t é dada pela diferença entre o seu intercepto e o maior intercepto. A alteração metodológica realizada que permite as variações temporais é a estimação do efeito individual em uma forma funcional quadrática do tempo: $\alpha_{it} = \theta_{i1} + \theta_{i2}t + \theta_{i3}t^2$, sendo $\hat{u}_{it} = \hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_{it}$ e $\hat{\alpha}_i = \max_j(\hat{\alpha}_{jt})$. Assim, como se vê, obtêm-se indicadores de ineficiência para cada firma em cada tempo, u_{it} .

intercepto e os interceptos das demais unidades é tomada como base para a construção da medida de ineficiência destas. Assim, quanto mais distante estiver o intercepto de uma unidade em relação à fronteira de eficiência, mais ineficiente tecnicamente é a unidade em questão, e vice-versa. Denota-se por β_0 o maior intercepto estimado, e z_i como a diferença entre o maior intercepto e o intercepto da localidade i .

$$\beta_0 = \text{Max}(\beta_{0i})$$

$$z_i = \beta_0 - \beta_{0i}$$

Como a função produção de fronteira está expressa em termos logarítmicos, deve-se tomar a exponencial da diferença dos interceptos estimado para se calcular o índice de (in)eficiência.

$$IE = 100e^{-z_i}$$

2.4 Determinantes dos índices de (in)eficiência

Uma vez obtida a ordenação das unidades federativas via indicador de (in)eficiência técnica, resta desenvolver o segundo exercício proposto: o estudo dos determinantes das diferenças de desempenho em termos de eficiência técnica. Para identificar a importância relativa destes determinantes na variação da eficiência técnica entre os estados, considera-se aqui uma implementação linear do modelo abaixo:

$$ET = f(X) + \varepsilon$$

onde ET é o nível de eficiência técnica, X a matriz das variáveis explicativas e ε o choque estocástico da equação. Esta equação será estimada em “*cross-section*” em um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários, com 26 observações, as quais constituem os resultados de cada unidade federativa. Os valores de ET são aqueles obtidos no exercício anterior e considerados como efeitos individuais invariantes no tempo. Os valores que compõem a matriz X representam as médias no período de 1985 a 1990 (ou então no período em que as informações estavam disponíveis), relativas aos aspectos socioeconômicos das unidades federativas.

Ao mesmo tempo em que se acredita que determinadas características socioeconômicas das unidades federativas estejam determinando os níveis de eficiência de cada localidade, não se exclui a possibilidade de que uma das fontes da medida de (in)eficiência técnica, isto é, dos efeitos individuais, seja a nossa incapacidade de mensurar determinadas variáveis relevantes no processo produtivo. Um exemplo de indicador desejável, mas não satisfatoriamente disponível, é o nível médio de capacidade gerencial regional, que estará, portanto, refletido no componente ε da equação. Desta forma, o objetivo aqui não é esgotar todas as explicações possíveis para as diferenças de desempenho das unidades, mas sim analisar a importância das variáveis passíveis de observação e mensuração na determinação do nível de eficiência. Com base na literatura analisada, as variáveis relacionadas a seguir são selecionadas como possíveis variáveis “explicativas” dos diferenciais de desempenho dos estados:

1. **Capital humano** - acredita-se que quanto maior a disponibilidade de força de trabalho qualificada maior a eficiência técnica, uma vez que se poderia utilizar técnicas produtivas e gerenciais mais avançadas. Como *proxy* para esta variável considera-se aqui o percentual da população de cada estado que possuía 12 anos ou mais de estudo formal (o que significa ter concluído pelo menos o 1º ano do terceiro grau - **KH12**). A fonte de dados utilizada foram as PNADs de 1985 a 1990.
2. **Infra-estrutura INFRA** diversos estudos analisam a correlação entre a infraestrutura de uma localidade e sua eficiência produtiva, ou produtividade. (Hulten e Schwab, 1984; Carlino e Voith, 1992; Beeson e Husted, 1989; Moomaw, 1983) A idéia básica é de que quanto maior for a oferta de infra-estrutura da localidade maior será o seu potencial de crescimento e desenvolvimento econômico e, assim, maior a eficiência técnica da localidade. A dificuldade de se construir um indicador ideal para esta variável, visto que o conceito de infra-estrutura envolve a oferta de diversos serviços (energia, transporte, comunicações etc.) nos levou a simplificar a variável. Adotou-se como *proxy* a densidade de estradas pavimentadas (Km de estradas pavimentadas/área da localidade). Essa variável está longe de representar o ideal para se captar o aspecto econômico em questão, constituindo-se, na verdade, uma aproximação, o que obriga a que seja feita a devida qualificação na análise dos resultados. As fontes destes dados são os Anuários Estatísticos do Brasil - IBGE (1985 a 1991).
3. **A participação da indústria na economia local PERIN** - o resultado da razão entre o $PIB_{INDUSTRIAL, i}$ em relação ao $PIB_{TOTAL, i}$ (onde i refere-se à localidade) constituiu a medida desta participação. Procurou-se verificar se existe uma correlação positiva

entre a eficiência técnica e a participação da indústria na economia local. A fonte destes dados é o relatório do IPEA sobre o PIB das Unidades Federativas Brasileiras.

4. **Economias e deseconomias de aglomeração** - Beeson e Husted (1989) utilizam como *proxy* para esta variável o percentual da população do estado que habita em áreas metropolitanas na forma quadrática. No presente estudo optou-se pelo percentual da população brasileira que vive em cada estado para medir as economias de aglomeração dos estados - **POP**. As deseconomias ocorrem quando o aumento da concentração populacional ocasionar um decréscimo no índice de eficiência, o que é indicado por um coeficiente negativo para o termo quadrático, **POP²**. As fontes de dados são os Anuários Estatísticos do Brasil para a coleta dos dados censitários. Para se determinar a população de cada estado nos anos intercensitários calculou-se uma taxa de crescimento geométrica com base na metodologia proposta por Carvalho, Sawyer e Rodrigues (1994).
5. **Intensidade de capital na economia** - **KLRAIS** e **KLPNAD** - diversos estudos utilizam-se de diferentes *proxies* para captar a importância desta variável no nível de eficiência técnica de uma dada região. Por exemplo, Ablas e Smith (1984) analisam como diferenças de produtividade, de intensidade de capital e de níveis salariais explicam as disparidades regionais no Brasil. A *proxy* construída aqui para esta variável é o quociente entre os insumos capital e trabalho. Espera-se encontrar uma correlação positiva, pois acredita-se que uma economia mais intensiva em capital é uma economia mais eficiente em nível técnico. As fontes básicas utilizadas são: RAIS, PNADs e Balanço Energético Nacional.
6. **Grau de abertura da economia** - **ABERTURA** - esta variável pretende verificar a possível existência de correlação positiva entre o grau de abertura de uma economia e a sua eficiência técnica. A variável foi construída por Lavinias *et alii* (1997) a partir da participação da soma das exportações e importações na Produção Interna local.⁹ Aqui ela é tomada como a média entre os anos de 1989 e 1990.

9 A variável refere-se às exportações e importações reais dos Estados onde se localizam as matrizes das empresas, conforme a metodologia da SECEX.

3 Análise empírica

3.1 Função de fronteira e eficiência técnica

A análise empírica utiliza a função de produção translogarítmica especificada na equação (3) para estudar a eficiência técnica das unidades federativas brasileiras. As estimativas da equação são realizadas com dois pressupostos alternativos: 1) efeitos individuais fixos (LSDV); 2) efeitos individuais aleatórios (GLS). A equação é estimada por meio da utilização de duas bases de dados distintas como fontes de informação do insumo trabalho: as PNADs e a RAIS. A Tabela 1 apresenta os resultados.

Apesar do elevado grau de ajustamento das equações estimadas, muitas estimativas dos parâmetros não rejeitam a hipótese de eles serem iguais a zero no nível de significância de 10%. Entretanto, o usual na literatura empírica é construir a eficiência técnica das unidades de análise com base nos resíduos da equação estimada, independentemente da presença de estimativas de parâmetros estatisticamente não significativos.¹⁰

Os resultados obtidos apontam para uma maior relevância do insumo trabalho comparativamente ao insumo capital, devido aos valores obtidos para os seus parâmetros e a sua significância estatística.

O cálculo das elasticidades segue a metodologia usual na literatura, que considera o resultado da primeira derivada parcial, $\mathcal{E}_I = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln I}$ onde I representa o insumo em questão (capital, trabalho ou a tendência temporal).¹¹ Pode-se derivar as elasticidades tanto no ponto como na média (tomando-se os valores médios que as variáveis explicativas assumem). Os retornos de escalas são obtidos a partir da soma das elasticidades do capital e do trabalho.

10 Por exemplo, Beeson e Husted (1989) e Greene (s.d.).

11 As estimativas da variância são calculadas de acordo com a literatura padrão. Ver Greene (1993, p. 210), por exemplo.

Tabela 1
Estimativa dos Parâmetros da Função de Fronteira

Variável	LSDV-RAIS	LSDV-PNAD	GLS-RAIS	GLS-PNAD
Intercepto			-0.476766 (0.069165) ⁺	-0.103525 (0.090684)
LnL	0.348540 (0.090987) ⁺	0.354102 (0.205521) ^{****}	0.549743 (0.077390) [~]	0.696079 (0.105184) [~]
LnK	-0.130749 (0.082054)	0.126872 (0.090439)	0.271457 (0.063718) ⁺	0.308363 (0.079163) ⁺
lnL*lnK	-0.096680 (0.090086)	0.110057 (0.120804)	-0.040295 (0.092511)	0.280110 (0.107396) ^{**}
(lnL) ²	0.117860 (0.051727) ^{***}	0.012509 (0.066184)	0.109478 (0.055744) ^{***}	-0.045468 (0.063992)
(lnK) ²	0.087052 (0.039647) ^{***}	-0.055120 (0.057460)	0.002983 (0.041141)	-0.147491 (0.051860) ⁺
T	0.035174 (0.010490) [*]	0.137505 (0.019559) ⁺	0.003893 (0.010550)	0.115292 (0.019032) [*]
T ²	-0.000974 (0.001086)	-0.013160 (0.001959) ⁺	-0.000482 (-0.001174)	-0.01346 (0.002064) [*]
TlnK	-0.021556 (0.005805) ⁺	0.02301 (0.006305)	-0.014904 (0.006259) ^{**}	0.009707 (0.006232)
TlnL	0.015656 (0.006977) ^{***}	-0.024692 (0.007476) ⁺	0.019496 (0.007475) [~]	-0.031949 (0.007065) ⁺
R ²	0.997941	0.998488	0.997362	0.998351
Radj	0.997536	0.998064	0.997242	0.998249
SE	0.066034	0.059423	0.069867	0.056506
F	10481.54	9991.355		
SSR	0.754363	0.427265	0.966508	0.466165
ε _L	0.397248 (0.17992) ^{***}	0.303669 (0.22608)	0.650352 (0.24134) ⁺	0.704815 (0.35938) ^{***}
ε _K	-0.12901 (0.17725)	0.173262 (0.07551) ^{***}	0.201050 (0.05728) ⁺	0.193748 (0.18512)
ε _T	0.014853 (0.01895)	0.031377 (0.04631)	-0.00685 (0.00959)	-0.00092 (0.05696)
RE	0.268235 (0.31710)	0.474995 (0.19971) ^{**}	0.851403 (0.19196) ⁺	0.898563 (0.25857) [*]

Notas: os valores entre parênteses representam os desvios padrões.

* parâmetros aceitos como diferentes de zero a um nível de significância de 1%; ** aceitos a 2%; *** aceitos a 5%;
**** aceitos a 10%.

Três das quatro estimativas apontam para uma maior significância estatística das elasticidades do produto em relação ao trabalho, calculadas pela fonte RAIS. No concernente à elasticidade em relação ao capital, valores significativamente diferentes de zero são obtidos para LSDV-PNAD e GLS-RAIS. As taxas de mudança tecnológica são todas não estatisticamente diferentes de zero. Já em relação aos retornos de escala, apenas o calculado pelo método dos efeitos fixos utilizando a fonte RAIS não é estatisticamente diferente de zero, sendo que todos, sem exceção, apontam para a presença de retornos decrescentes de escala. Não se descarta, no entanto, a possibilidade de existirem retornos constantes nas análises efetuadas com os modelos de efeitos aleatórios.¹² Estes resultados divergem significativamente dos obtidos por Beeson e Husted (1989) para as unidades federativas americanas, os quais obtêm rendimentos crescentes de escala, não se rejeitando a possibilidade de ocorrência dos rendimentos constantes no modelo aleatório. Os autores registram também taxas de mudança tecnológicas significativamente diferentes de zero. O item 3.3 discute, de forma mais aprofundada, os parâmetros, desagregando-os no tempo e nas localidades.

A estimação do modelo com o pressuposto de efeitos individuais aleatórios (GLS) segue a hipótese de ortogonalidade entre as “ineficiências” das unidades de análise e os níveis de insumos (regressores). O “teste de Hausman” (Hausman e Taylor, 1981) permite verificar a hipótese nula, H_0 , de ortogonalidade entre os efeitos individuais aleatórios μ_i e os regressores X_{it} contra a hipótese alternativa, H_1 , da não nulidade dos mesmos.

$$H_0: E[\mu_i | X_{it}] = 0 \quad H_1: E[\mu_i | X_{it}] \neq 0$$

Caso a hipótese nula não seja rejeitada, adota-se o estimador GLS, que é, neste caso, consistente e assintoticamente eficiente, enquanto que o estimador LSDV é ineficiente, ainda que seja também consistente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, o estimador GLS é inconsistente e LSDV deve ser usado.

O resultado do teste é dado pela estatística $m = \hat{q}' [\text{var}(\hat{q})]^{-1} \hat{q}$, onde $\hat{q} = \hat{\beta}_{LS} - \hat{\beta}_{GLS}$, que é assintoticamente distribuída em χ^2_K , sendo K o número de regressores das equações. Para as amostras analisadas, os resultados são os seguintes: $m_{\text{pnad}} = 46.56149$ e $m_{\text{rais}} = 57.2652$, substancialmente maior do que o valor tabelado de 16.92 a um nível de

12 Os valores das elasticidades são significativos e próximos da unidade.

significância de 5%, o que representa uma evidência clara de que a hipótese nula é violada. Não se pode assegurar, portanto, a ortogonalidade entre os estimadores de eficiência e os regressores.

Em contraste com os resultados de Beeson e Husted (1989), que não rejeitaram a hipótese de ortogonalidade, o pressuposto não se mantém no caso brasileiro. Portanto, o estimador GLS é inconsistente e o estimador adotado é o LSDV, com o pressuposto de efeitos fixos individuais. A possível explicação para este resultado é que as desigualdades regionais são muito maiores na economia brasileira, fazendo com que a eficiência técnica seja reflexo de condições predeterminadas das localidades não alheias à ação dos agentes. Fatores externos, aleatórios, podem estar interferindo nos resultados, mas em maior grau se se atribuem os resultados às questões estruturais das localidades, que são bastante divergentes em nossa economia. Dada a permanência das diferenças estruturais no curto período de tempo analisado, é plausível o pressuposto de que aquelas diferenças sejam deslocamentos paramétricos da função estimada. Assim, a observação empírica vai ao encontro da expectativa sobre a natureza do fenômeno em estudo - a desigualdade de eficiência técnica apresentada *a priori*.

Dado que no modelo LSDV o interesse é a existência de diferenças entre os níveis de eficiência (interceptos) dos estados, é interessante testar a hipótese de um intercepto comum a todas as unidades, isto é, a hipótese de inexistência de desigualdade. A rejeição dessa hipótese implica a “aceitação” da hipótese alternativa de que os interceptos são distintos para as unidades de análise. Greene (1993) descreve o teste apropriado na seguinte estatística F:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_u^2 - R_p^2)/(n-1)}{(1-R_u^2)/(nT-n-K)} \text{ onde } u \text{ refere-se ao modelo não-restrito (com}$$

interceptos diferenciados), p refere-se ao modelo restrito (um intercepto para todas as localidades) e H_0 , a especificação do modelo restrito é correta.

As estatísticas F derivadas das estimações dos dois modelos LSDV (efeitos fixos) - RAIS e PNAD são: $F_{\text{RAIS}} \cong 82$ e $F_{\text{PNAD}} \cong 190$. Estes números são bem maiores do que os valores “diretrizes” de $F_{\text{TABELADO}}(24,120)$, que são iguais a 1,94 a 1% de significância e 1,55 a 5% de significância levando, portanto, à rejeição da hipótese nula de interceptos não-diferenciados.¹³

13 Geralmente as tabelas de distribuição F não apresentam valores para os graus de liberdade utilizados nos testes acima: 25 e 175 na base RAIS; 25 e 125 na base PNAD. Estes valores são, entretanto, ainda menores do que os valores chamados “diretrizes” no texto, correspondentes ao grau de liberdade 24 e 120.

Uma vez aceita a existência de efeitos individuais para cada localidade, isto é, a existência da desigualdade em termos técnicos, cabe agora efetuar a análise dos índices de (in)eficiência.

A construção do índice de (in)eficiência, conforme discutido no item 2.3, considera a unidade federativa que apresenta o maior intercepto como a fronteira de eficiência técnica. A diferença entre este intercepto e os interceptos das demais unidades é tomada como base para a construção da medida de ineficiência destas. Os resultados encontrados estão expostos na Tabela 2.

$$IE = 100e^{-z_i} = 100e^{-(\beta_0 - \beta_{0i})}$$

Tabela 2
Índice de (In)eficiência Técnica das Unidades Federativas e Significância Estatística

ORDEM	MODELO LSDV – PNAD					MODELO LSDV - RAIS				
	UF	INTERCEPTO	IE	TESTE T	Prob.	UF	INTERCEPTO	IE	TESTE T	Prob.
1	SP	1,6949	100,0000	2,1915	0,0303	SP	1,0697	100,0000	1,9788	0,0494
2	RJ	1,1651	58,8762	2,6303	0,0096	RJ	0,7858	75,2898	2,4284	0,0162
3	RS	0,8917	44,7921	2,6296	0,0097	MG	0,7298	71,1888	2,3370	0,0206
4	MG	0,8814	44,3333	1,8114	0,0726	RS	0,6339	64,6763	2,7936	0,0058
5	PR	0,7016	37,0375	2,1921	0,0303	BA	0,6311	64,4968	3,6326	0,0004
6	BA	0,4969	30,1818	1,3874	0,1679	PR	0,6200	63,7832	3,2327	0,0015
7	SC	0,4735	29,4823	3,1962	0,0018	SC	0,2447	43,8269	1,7664	0,0791
8	PA	0,3905	27,1344	3,8837	0,0002	PA	0,1900	41,4926	1,9084	0,0580
9	DF	0,3364	25,7062	3,4640	0,0007	GO	0,1055	38,1287	1,5531	0,1222
10	AM	0,2480	23,5317	1,4790	0,1417	PE	0,0170	34,9006	0,1467	0,8836
11	GO	0,1233	20,7722	0,9700	0,3340	ES	-0,1008	31,0216	-1,1293	0,2603
12	PE	0,1097	20,4921	0,5289	0,5978	AM	-0,1889	28,4065	-4,5771	0,0000
13	ES	0,0638	19,5721	0,7710	0,4422	DF	-0,2052	27,9472	-3,1986	0,0016
14	CE	-0,1687	15,5126	-1,0040	0,3174	CE	-0,2696	26,2026	-4,3752	0,0000
15	MS	-0,1726	15,4510	-1,6169	0,1085	MA	-0,3606	23,9254	-3,0178	0,0029
16	MT	-0,2340	14,5316	-1,7780	0,0779	MS	-0,4236	22,4633	-8,9766	0,0000
17	RN	-0,2961	13,6569	-3,3148	0,0012	MT	-0,5122	20,5595	-7,4620	0,0000
18	SE	-0,4559	11,6399	-2,9896	0,0034	RN	-0,6122	18,6018	-15,4486	0,0000
19	MA	-0,5770	10,3119	-4,3650	0,0000	SE	-0,7255	16,6100	-12,0414	0,0000
20	RO	-0,6396	9,6866	-2,0885	0,0389	AL	-0,7820	15,6975	-14,6299	0,0000
21	PB	-0,6503	9,5827	-9,0773	0,0000	PB	-0,9448	13,3395	-23,7027	0,0000
22	AL	-0,6704	9,3929	-8,4674	0,0000	RO	-1,3652	8,7610	-8,7343	0,0000
23	PI	-0,9405	7,1693	-5,1851	0,0000	PI	-1,4879	7,7497	-14,3334	0,0000
24	AC	-1,6182	3,6404	-3,5633	0,0005	AP	-2,5180	2,7662	-10,4379	0,0000
25	AP	-1,7599	3,1596	-3,5063	0,0006	AC	-2,6521	2,4191	-9,5434	0,0000
26	RR	-2,2241	1,9861	-3,9912	0,0001	RR	-3,2840	1,2859	-9,3480	0,0000

Nota: IE – Índice de (in)eficiência; Prob. – Probabilidade.

As estimativas para os efeitos individuais fixos são significativamente diferentes de zero para a grande maioria das localidades. No caso do modelo que utiliza os dados da fonte PNAD, as localidades que constituem as exceções à afirmação acima são: MG, BA, AM, GO, PE, ES, CE, MS e MT, para um nível de significância de 5%, e no modelo de base RAIS são: SC, PA, GO, PE e ES. Isto não traz, entretanto, implicações para as ordenações de eficiência técnica construídas com as duas bases de dados, nem tampouco altera os resultados da análise, mas indica que as probabilidades de que aqueles particulares interceptos sejam diferentes de zero são mais reduzidas.

Observando-se que a fronteira técnica em ambas as estimativas é São Paulo, a interpretação que se apresenta para a possível nulidade do intercepto refere-se ao grau de (in)eficiência das unidades federativas. Estas, em condições iguais para os fatores de produção, estariam gerando um Produto Interno Bruto pouco superior a 18% do PIB Paulista, na base PNAD. Já para a base RAIS, as localidades estariam gerando pouco mais que 34% do PIB Paulista. Exceto CE, MS e MT na base PNAD e ES na base RAIS, todas as demais unidades têm sua eficiência produtiva possivelmente reduzida devido à nulidade do intercepto.

Pelos resultados apresentados na Tabela 2 pode-se verificar que o Estado do Rio de Janeiro é o segundo mais eficiente, por gerar um Produto que representa 59% da produção Paulista, quando se observam os resultados gerados a partir da base PNAD, ou 75%, com a base RAIS, dada a tecnologia e insumos utilizados. Sem considerar as poucas exceções, as unidades tendem a apresentar um grau de ineficiência menor quando analisadas pela base RAIS.

Ainda em relação à ordenação, os Estados do Rio Grande do Sul e Minas Gerais invertem suas posições dependendo da base de dados, sendo que quando se considera o mercado de trabalho no seu todo, isto é, na base PNAD, o Estado de Minas Gerais cede a 3ª posição para Rio Grande do Sul. Uma possível explicação para este resultado é o nível de informalidade em cada estado: 57.06%, para RS, e 66.08%, para MG, em média, no período de 1986 a 1990.¹⁴ O nível de informalidade de MG leva à superestimação de sua eficiência técnica quando medida pela base RAIS, o mesmo ocorrendo com os estados do Paraná e Bahia, que ocupam o 5º e 6º lugares dependendo da base de dados. Seguem-se Santa Catarina e Pará, ocupando, respectivamente, as 7ª e 8ª posições nas duas bases. As UF Distrito Federal, Amazonas, Goiás, Pernambuco e Espírito Santo ocupam as posições

14 Ver Tabela 11, onde a variável informalidade é denominada **INFORMA**.

de 9 a 13, variando em relação à base de dados, sendo que as que apresentam um nível de informalidade maior para o mercado de trabalho ocupam melhores posições na ordenação RAIS. O estado do Ceará ocupa a 14ª posição nas duas bases, seguido por MS, MT, RN, SE e MA na base PNAD. Como o MA possui um elevado nível de informalidade (87.8% em média) sua eficiência técnica é superestimada na base RAIS, ocupando a 15ª posição. RO e AL invertem suas posições nas ordenações, 20ª e 22ª, sendo que a 21ª é ocupada pela PB e a 23ª pelo PI. Por último, tem-se AC e AP invertendo suas posições, e RR ocupando o último lugar nas duas bases.

Assim, a escolha da base de dados para o insumo trabalho parece interferir no grau de ineficiência e na ordenação das unidades, em virtude da menor abrangência da base RAIS, que possivelmente superestima a eficiência técnica. Para uma análise mais aprofundada, estimou-se o grau de associação linear entre as ordenações “PNAD” e “RAIS” com a correlação de *rank* ou posto, ou correlação de Spearman. O resultado indica uma correlação de 0.9774 entre elas, o que sugere que a escolha de uma determinada base de dados não traz alterações significativas na ordenação das unidades federativas. Assim, não obstante as diferentes posições ocupadas por algumas UFs nas duas ordenações, a hierarquia como um todo não se altera significativamente.

Pode-se concluir, de forma geral, que os estados do Sudeste são os mais eficientes (exceto ES), seguidos pelos estados da região Sul, pela BA e PA. Os resultados indicam também que a região Norte parece ser a mais ineficiente. Observou-se que os estados do AM, PA e ES não acompanham o desempenho das demais unidades das regiões às quais pertencem, sendo que o desempenho dos dois primeiros é melhor do que o do terceiro. A princípio, a análise nos leva a esperar que a maior eficiência produtiva ocorre em regiões do País onde existe uma maior oferta de recursos produtivos e infra-estrutura. A confirmação desta afirmativa se dará na análise dos determinantes, que será realizada a seguir.

3.2 Determinantes da eficiência técnica

As diferenças consideráveis entre os níveis de eficiência técnica estimados para os Estados brasileiros levam à próxima questão, que é investigar as variáveis estruturais possivelmente determinantes daqueles resultados.

Como foi apontado na seção anterior, consideram-se as seguintes variáveis como candidatas a “explicar” os índices obtidos: capital humano (**KH12**); infra-estrutura (**INFRA**); a participação da indústria na economia local (**PERIN**); economias de aglomeração (**POP**); deseconomias de aglomeração (**POP²**); intensidade de capital na economia (**KLRAIS** e **KLPNAD**); e por fim o grau de abertura econômica (**ABERTURA**).

De um modo geral, espera-se que os sinais dos parâmetros sejam positivos, exceto para a variável **POP²**, que tem como função detectar as deseconomias de aglomeração.

Estimam-se as equações dos determinantes com a mesma especificação funcional adotada por Beenson e Husted (1989), que toma o logaritmo dos índices de eficiência como variável dependente e as variáveis exógenas na sua forma de apresentação original. A vantagem da utilização dessa forma funcional vem da possibilidade de comparação entre os resultados. Por outro lado, a especificação diminui a variância do índice de eficiência., o que acaba por suavizar o indicador de desigualdade.¹⁵ A equação estimada é:

$$\ln(IE) = f(C, INFRA, KH12, POP, POP^2, KL, ABERTURA, PERIN).$$

e os resultados estão apresentados nas Tabelas 3 e 4, a seguir.

As equações estimadas apresentaram, de um modo geral, um poder explicativo alto: 87.3% para a PNAD e 79, 5% para a RAIS. As regressões estimadas não rejeitam a hipótese de homocedasticidade dos resíduos no teste White, pois os valores amostrais obtidos são 19.13 e 16.14 para os dados PNAD e RAIS, respectivamente, sendo que o valor da tabela de distribuição χ^2 é 21.03 a um nível de significância de 5%.

Tabela 3
Determinantes dos Índices de Eficiência da Base PNAD

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Teste T	Prob.	Média
C	0.723931	0.370243	1.955286	0.0663	1.0000
INFRA	-0.024985	0.037162	-0.672339	0.5099	3.6714
KH12	0.230228	0.063496	3.625886	0.0019	3.0458
POP	0.233936	0.049621	4.714488	0.0002	3.8428
POP ²	-0.007899	0.002488	-3.174255	0.0053	34.7491
KLPNAD	-1.689250	1.070781	-1.577587	0.1321	0.2054
ABERTURA	0.035780	0.019928	1.795452	0.0894	7.5462
PERIN	0.027238	0.009791	2.781903	0.0123	33.7966
R ²	0.873087				
Estatística F	17.68989	Probabilidade	0.000001		
S S Resíduos	2.587222				
Teste White X ²	19.13266	GL	12		

15 Testaram-se outras especificações, como o duplo log e a forma linear, as quais se mostraram estatisticamente menos adequadas.

Tabela 4
Determinantes dos Índices de Eficiência da Base RAIS

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Teste T	Prob.	Média
C	0.438700	0.607340	0.722331	0.4794	1.000
INFRA	0.001374	0.058096	0.023643	0.9814	3.6714
KH12	0.195147	0.104917	1.860019	0.0793	3.0458
POP	0.336434	0.079859	4.212865	0.0005	3.8428
POP ²	-0.013906	0.003790	-3.669095	0.0018	34.7491
KLRAIS	0.294011	0.399847	0.735308	0.4716	0.5956
ABERTURA	0.014361	0.026784	0.536183	0.5984	7.5462
PERIN	0.028571	0.015431	1.851578	0.0806	33.7966
R ²	0.794905				
Estatística F	9.966342	Probabilidade	0.000044		
S S Resíduos	6.144166				
Teste White X ²	16.14251	GL	12		

Nas duas estimações não se descartou a possibilidade de alguns coeficientes analisados separadamente não serem estatisticamente diferentes de zero. No caso do modelo que utiliza a base PNAD, a um nível de significância de 10% devem ser considerados como não diferentes de zero os parâmetros das seguintes variáveis: a *proxy* de infra-estrutura - INFRA - e a intensidade de capital - KLPNAD, as quais também apresentaram sinais contrários aos esperados, isto é, negativos.¹⁶ No caso do modelo da base RAIS, os parâmetros não estatisticamente diferentes de zero ao mesmo nível de significância considerado anteriormente foram: INFRA - infra-estrutura; KLRAIS - intensidade de capital; ABERTURA - grau de abertura da economia, além da própria constante. No entanto, todos os sinais encontrados são consistentes com a teoria.

De uma forma geral, pode-se dizer que o capital humano, as economias de aglomeração, a abertura econômica e a participação da indústria na economia são variáveis que contribuem para a elevação da eficiência técnica, ocorrendo o contrário para as

16 Dado o alto poder explicativo da equação e a inversão de sinais, suspeita-se da ocorrência de multicolinearidade entre os regressores, isto é, que as variáveis assim tomadas podem apresentar correlações altas entre si, demonstrando que ou as características estão interligadas entre si, ou as *proxies* utilizadas não conseguem refletir corretamente os indicadores desejados. No que concerne à *proxy* da infra-estrutura, reconhece-se a sua limitação, como já afirmado *a priori*. Além desse fato, observou-se uma correlação alta e positiva entre esta variável e o alcance educacional.

deseconomias de aglomeração, como era esperado. É interessante ressaltar a diferença entre o resultado obtido por Beeson e Husted (1989) para a variável capital humano e os resultados aqui obtidos. Ambos os estudos apontam para a correlação positiva entre o nível de eficiência técnica e a variável capital humano, isto é, quanto maior o alcance educacional maior a eficiência, mas no primeiro estudo o valor do parâmetro é significativamente inferior, 0.0045, enquanto no presente estudo foram 0.2302 e 0.1952 para a base PNAD e RAIS, respectivamente. Este resultado é reflexo do alcance educacional em ambas as economias, que são percebidas pela comparação **aproximada**¹⁷ entre os valores médios das variáveis. Enquanto nos estados norte-americanos o alcance educacional é de 47.3% em média (porcentual da população que tem o 2.º grau completo), no Brasil apenas 3.05% da população de cada estado apresenta 12 anos de estudo formal, o que significa ter concluído pelo menos até o 1º ano do 3º grau. O indicador também apresenta grande variabilidade nos diversos estados brasileiros e quase não varia entre as unidades federativas dos Estados Unidos.

Observa-se que os determinantes medidos via a base RAIS, que possivelmente está superestimando a eficiência técnica, tendem a valorizar as economias e deseconomias de aglomeração em detrimento do capital humano, da abertura econômica e da participação da indústria na economia.

3.3 Elasticidades e rendimentos de escala

O início da análise empírica apresenta as elasticidades do produto em relação aos insumos trabalho e capital, a taxa de mudança tecnológica e os rendimentos de escala computados a partir da análise estatística com dados em painel. Os números são calculados a partir da média dos resultados obtidos no ponto, isto é, a média dos resultados obtidos para as diversas localidades nos diversos anos. Este tópico discute aqueles resultados.

As estimativas de elasticidades estatisticamente diferentes de zero são: a elasticidade do produto em relação ao insumo trabalho na base RAIS, a elasticidade do produto em relação ao capital na base PNAD e os rendimentos de escala na base PNAD.

17 A comparação não é perfeita devido a diferenças qualitativas no ensino e a diferença entre as medidas, pois a americana equivaleria a 11 anos de estudo formal. Optou-se por esta variável por ser a mais próxima que se obteve em termos de anos de estudo. Quando se toma 9 anos de estudo como indicador de capital humano, observa-se que, em média, 10.73% da população de cada estado brasileiro possui este nível de escolaridade, sendo que rodando-se os modelos com esta nova "proxy" os resultados das outras variáveis não se alteram significativamente, mas o valor do parâmetro, no entanto, diminui para 0.0891460 na base PNAD e 0.062424 (sendo só estatisticamente diferente de zero a 13% de significância) na base RAIS.

A elasticidade média do produto em relação ao trabalho, segundo a base RAIS, é estatisticamente diferente de zero para a grande maioria das unidades federativas, excetuando-se Roraima e Amapá (Tabela 5).¹⁸ Em todas elas observaram-se magnitudes da elasticidade menores que a unidade.

Tabela 5
Elasticidade do Produto em Relação ao Insumo Trabalho - RAIS

ESTADO	Média	Desvio Padrão	Média/DP
RORAIMA	0,016	0,072	0,215
AMAPÁ	0,052	0,068	0,770
MARANHÃO	0,198	0,023	8,714
ACRE	0,206	0,040	5,135
SERGIPE	0,273	0,044	6,251
RONDÔNIA	0,285	0,080	3,558
ALAGOAS	0,308	0,025	12,524
PARÁ	0,309	0,017	18,224
MATO GROSSO	0,324	0,038	8,546
ESPÍRITO SANTO	0,329	0,040	8,321
MATO GROSSO DO SUL	0,339	0,034	10,063
AMAZONAS	0,362	0,023	15,766
RIO GRANDE DO NORTE	0,370	0,037	9,943
PIAUI	0,373	0,031	11,924
PARAIBA	0,413	0,025	16,681
GOIÁS	0,433	0,035	12,294
BAHIA	0,455	0,032	14,336
CEARÁ	0,498	0,023	21,434
SANTA CATARINA	0,500	0,029	17,028
PERNAMBUCO	0,527	0,034	15,309
DISTRITO FEDERAL	0,538	0,044	12,097
PARANÁ	0,562	0,032	17,333
MINAS GERAIS	0,572	0,033	17,495
RIO GRANDE DO SUL	0,629	0,023	27,215
RIO DE JANEIRO	0,667	0,028	23,637
SÃO PAULO	0,792	0,036	22,222

Sabe-se que a base RAIS superestima o efeito da participação do trabalho na economia, gerando elasticidades do produto ante estes insumos superiores ($\epsilon_L = 0.397$ no modelo de

18 Na análise que se segue as tendências médias por estados são consideradas significativas se suas magnitudes são iguais ou maiores do que o dobro do desvio padrão.

efeitos fixos base RAIS) e não estatisticamente diferente de zero na base PNAD (Tabela 1). Como existe uma correlação forte e positiva entre esta elasticidade e a eficiência técnica (0.8421), conclui-se, mais uma vez, que as medidas de eficiência técnica segundo a base RAIS são superestimadas. Um motivo conhecido desta superestimação é o processo de terceirização, onde parte da produção pode passar a ser realizada em unidades produtivas com elevada participação do mercado informal (confeccões, indústria de sapatos etc.). A produtividade do trabalho da economia pode registrar números elevados quando os dados RAIS são utilizados, independentemente da existência ou não de uma melhora no processo produtivo relativamente à inclusão de toda a mão-de-obra nele envolvida. Assim, a eficiência técnica, que reflete a capacidade de se produzir uma determinada quantidade de bens a dada utilização de insumos, é superestimada.

Com relação às elasticidades do produto em relação ao capital segundo a base PNAD, somente as UFs São Paulo e Espírito Santo não são estatisticamente diferentes de zero (Tabela 6). Quando se compara o resultado da estimação destes parâmetros (0.173 no modelo de efeitos fixos na base PNAD e não estatisticamente diferente de zero na base RAIS), verifica-se que a base PNAD reflete, de maneira plausível, o fato de que a economia responde, em termos de produto, a variações de disponibilidade de capital. Como antes, a explicação para este fato está no alcance de cada fonte de dados: a base RAIS superestima o efeito da participação do trabalho na economia por considerar apenas o setor formal, o que tem como contrapartida a subestimação do efeito da participação do capital. Assim, a economia vista sob este ângulo tende a mostrar uma sensibilidade maior do produto ao trabalho do que ao capital quando a análise é realizada com a base RAIS, o oposto ocorrendo quando se utiliza a base PNAD.

Em geral as elasticidades do produto em relação ao capital são elevadas para estados com escassez relativa de capital. Entretanto, não se pode afirmar que economias com baixa intensidade de capital devam necessariamente ter um retorno elevado com a ampliação de capital na economia, porque se consideram aqui os insumos de forma homogênea, sem levar em conta as diferenças qualitativas entre eles (tecnologias capital intensivas, ou trabalho intensivas, qualificação da mão-de-obra etc.). Isto significa que por mais que a resposta da economia seja teoricamente elevada, as alterações trariam efeitos positivos apenas quando existirem precondições que as sustentem. Exemplificando: não se pode esperar que o Estado do Piauí (a UF que apresenta a maior elasticidade de capital) produza um resultado fortemente positivo em sua economia ante uma alteração de seu estoque de capital para uma tecnologia mais avançada, quando lá não existe capital humano suficientemente qualificado que sustente esta alteração.

Tabela 6
Elasticidade do Produto em Relação ao Insumo Capital – PNAD

ESTADO	Média	Desvio Padrão	Média/DP
PARÁ	0,071	0,028	2,500
ESPÍRITO SANTO	0,075	0,043	1,745
SÃO PAULO	0,076	0,043	1,743
MINAS GERAIS	0,083	0,039	2,139
RIO DE JANEIRO	0,102	0,045	2,248
AMAPÁ	0,103	0,042	2,429
SANTA CATARINA	0,124	0,040	3,117
BAHIA	0,141	0,047	3,033
ALAGOAS	0,145	0,041	3,505
MARANHÃO	0,146	0,028	5,168
AMAZONAS	0,157	0,039	4,021
PARANÁ	0,159	0,041	3,870
RIO GRANDE DO SUL	0,161	0,038	4,224
SERGIPE	0,165	0,041	4,067
DISTRITO FEDERAL	0,175	0,047	3,737
RORAIMA	0,178	0,041	4,304
PERNAMBUCO	0,191	0,051	3,748
GOIÁS	0,202	0,037	5,408
MATO GROSSO DO SUL	0,212	0,032	6,720
RONDÔNIA	0,219	0,044	4,945
RIO GRANDE DO NORTE	0,222	0,034	6,439
ACRE	0,231	0,042	5,440
MATO GROSSO	0,245	0,032	7,581
CEARÁ	0,267	0,033	8,127
PARAÍBA	0,268	0,033	8,067
PIAUÍ	0,336	0,039	8,582

A análise dos rendimentos de escala com a base PNAD revela a existência de rendimentos decrescentes de escala em todas as unidades federativas (Tabela 7). Entretanto, os estados mais bem colocados na ordenação de eficiência técnica têm também estimativas de retornos de escala mais próximos da unidade (rendimentos constantes de escala).

Retornos decrescentes de escala são usualmente associados à presença de algum insumo cuja disponibilidade é fixa (ou quase-fixa). Admitindo-se que este insumo seja o capital, valores muito baixos do retorno de escala (por exemplo, Acre, Rondônia) significam extrema rigidez na oferta de capital. No outro extremo da classificação dos estados, São

Paulo tem uma flexibilidade muito maior na disponibilidade de insumos e correspondentemente rendimentos de escala próximos da unidade.

Tabela 7
Rendimentos de Escala – PNAD

ESTADO	Média	Desvio Padrão	Média/DP
RORAIMA	0,003	0,018	0,161
AMAPÁ	0,019	0,010	1,876
ACRE	0,126	0,010	12,681
RONDÔNIA	0,258	0,011	23,279
AMAZONAS	0,373	0,013	27,813
SERGIPE	0,386	0,005	83,355
MATO GROSSO	0,417	0,011	38,116
MATO GROSSO DO SUL	0,427	0,005	80,359
DISTRITO FEDERAL	0,432	0,010	43,334
RIO GRANDE DO NORTE	0,443	0,007	62,555
ALAGOAS	0,452	0,005	82,130
PARÁ	0,453	0,011	41,916
PIAUÍ	0,468	0,008	61,622
ESPÍRITO SANTO	0,474	0,003	155,624
PARAÍBA	0,489	0,004	132,027
MARANHÃO	0,558	0,006	98,271
GOIÁS	0,562	0,007	75,020
SANTA CATARINA	0,566	0,004	144,545
CEARÁ	0,590	0,002	285,036
PERNAMBUCO	0,605	0,003	191,336
PARANÁ	0,656	0,006	114,246
RIO GRANDE DO SUL	0,665	0,003	199,976
BAHIA	0,672	0,004	151,108
RIO DE JANEIRO	0,706	0,004	182,133
MINAS GERAIS	0,723	0,004	161,483
SÃO PAULO	0,826	0,004	208,952

Existe uma tendência de elevação da média anual (de todos os estados) da elasticidade do trabalho computada com a base RAIS e da elasticidade do capital calculada com a base PNAD (Tabelas 8 e 9). As elasticidades do capital com base na RAIS e do trabalho com base na PNAD são não-significativas na estimação do painel de dados com efeitos fixos (LSDV).

Tabela 8
Elasticidade do Produto Ante o Insumo Trabalho – RAIS

ANO	Média	Desvio Padrão	Média/DP
1986	0,340	0,186	1,833
1987	0,367	0,180	2,040
1988	0,389	0,177	2,199
1989	0,405	0,173	2,344
1990	0,404	0,187	2,157
1991	0,416	0,175	2,375
1992	0,412	0,192	2,147
1993	0,445	0,173	2,567

Tabela 9
Elasticidade do Produto Ante o Insumo Capital– PNAD

ANO	MÉDIA	DP	teste T
1985	0,124	0,068	1,817
1986	0,138	0,067	2,050
1987	0,160	0,071	2,265
1988	0,180	0,070	2,564
1989	0,202	0,066	3,060
1990	0,224	0,066	3,413

Finalmente, a evolução dos retornos de escala analisados ano a ano segue as tendências anteriormente apresentadas, isto é, da presença de retornos decrescentes de escala (Tabela 10). O argumento da presença de insumos quase-fixos, mencionado anteriormente, continua válido, mas observa-se uma evolução suave do nível médio (dos estados) de rendimentos de escala ao longo do período.

Tabela 10
Rendimentos de Escala – PNAD

ANO	MÉDIA	DP	teste T
1985	0,468	0,205	2,284
1986	0,471	0,201	2,347
1987	0,473	0,206	2,296
1988	0,476	0,203	2,343
1989	0,479	0,203	2,364
1990	0,483	0,199	2,432

Tabela 11
Dados Relativos às Unidades Federativas

UF	INFRA	PERIN	KH8	KH9	KH12	KLPNAD	KLRAIS	POP	ABERTURA	INFORMA
AC	0,144	20,003	9,244	6,610	1,663	0,102	0,182	0,274	0,570	0,442
AL	7,026	28,463	8,769	6,457	1,594	0,216	0,720	1,696	7,200	0,700
AM	0,117	55,109	13,672	9,788	1,661	0,197	0,389	1,354	17,220	0,493
AP	0,132	39,117	9,671	7,464	1,096	0,327	0,398	0,179	7,485	0,178
BA	1,785	41,809	10,995	8,418	1,579	0,224	1,072	8,029	9,890	0,792
CE	4,013	28,683	9,794	7,068	1,682	0,074	0,317	4,366	4,360	0,768
DF	11,707	5,907	37,795	29,448	10,906	0,163	0,232	1,056	0,725	0,295
ES	5,912	36,523	17,474	12,676	3,790	0,414	1,128	1,747	27,005	0,634
GO	1,292	27,538	16,128	11,675	2,667	0,129	0,540	3,321	3,200	0,761
MA	0,946	32,825	8,236	5,891	0,678	0,238	1,945	3,356	10,105	0,878
MG	2,811	38,402	15,832	11,425	3,380	0,383	1,129	10,875	12,225	0,661
MS	1,105	23,690	16,798	11,758	3,755	0,121	0,424	1,191	4,615	0,714
MT	0,387	30,044	12,555	8,614	2,320	0,091	0,361	1,228	3,725	0,746
PA	0,218	38,689	10,334	7,560	1,724	0,481	1,128	3,301	15,520	0,573
PB	4,944	23,485	12,315	9,369	3,192	0,073	0,291	2,225	2,575	0,750
PE	5,040	30,471	13,079	9,541	2,785	0,140	0,447	4,946	4,615	0,688
PI	1,392	24,598	8,186	5,949	0,954	0,039	0,223	1,770	1,780	0,825
PR	5,849	36,359	17,405	12,105	3,970	0,192	0,582	5,951	9,505	0,670
RJ	11,044	35,409	31,301	22,028	7,550	0,320	0,622	8,945	10,715	0,486
RN	6,093	47,978	12,710	9,592	2,291	0,111	0,381	1,628	2,180	0,705
RO	0,368	29,725	11,124	7,640	1,506	0,108	0,258	0,634	0,735	0,548
RR	0,025	20,910	11,949	8,028	1,738	0,162	0,354	0,115	0,190	0,501
RS	2,822	36,083	19,471	13,598	4,839	0,188	0,437	6,317	14,790	0,571
SC	5,078	42,958	18,731	11,383	3,443	0,263	0,612	3,076	12,195	0,571
SE	6,357	55,019	10,105	7,331	1,744	0,184	0,585	0,997	1,355	0,682
SP	8,851	48,914	24,808	17,442	6,685	0,404	0,728	21,335	11,720	0,444

4 Conclusão

Para a análise da desigualdade regional, medida em termos de eficiência técnica, estimou-se a “função de produção de fronteira” das unidades federativas brasileiras sob a especificação translogarítmica. As análises de painel são implementadas para as bases de dados relativas aos períodos 1985 a 1990 (PNAD) e 1986 a 1993 (RAIS).

Os resultados corroboram a hipótese de existência de grande variação nos padrões de eficiência técnica nas unidades federativas. O Estado de São Paulo se destaca como a fronteira técnica, estando os demais estados muito distantes desta. A desigualdade observada é considerada, primordialmente, fruto de fatores predeterminados, e não aleatórios. Os principais fatores determinantes da diversidade dos resultados são o capital

humano, as economias de aglomeração, o porcentual de participação do setor secundário nas economias locais e, em menor escala, a abertura comercial na base PNAD.

É interessante notar que o Estado da Bahia ocupa o 6º lugar na ordenação construída com os dados PNAD e 5º com os dados RAIS, e o Estado do Pará ocupa a 8ª posição nas duas ordenações. Apesar desses estados não possuírem um alcance educacional elevado, parece que a existência do Pólo Petroquímico na Bahia e o Mineral-metalúrgico no Pará tem influência na participação do setor secundário nas economias, tornando-as mais eficientes tecnicamente.

Por outro lado, os Estados da região Sul, principalmente Paraná e Rio Grande do Sul, apesar de não representarem economias tão voltadas ao setor industrial no período estudado, ocupam posições importantes na ordenação (5ª e 6ª para o Estado do Paraná e 3ª e 4ª posições para o Rio Grande do Sul nas ordenações PNAD e RAIS, respectivamente). O desempenho favorável desses estados se deve possivelmente ao alcance educacional nas localidades. Como é sabido, a região Sul do País apresenta indicadores sociais favoráveis em relação às demais regiões, o que possivelmente contribui para a eficiência técnica das economias.

O resultado do Estado do Rio de Janeiro, ocupando o segundo lugar nas duas ordenações, foi surpreendente, visto que este se encontra em um processo histórico de relativa estagnação econômica. Apesar deste estado perder participação na produção industrial nacional, ainda possui bons indicadores de capital humano e concentração populacional, o que possivelmente explica o resultado.

Assim, tendo em vista a busca pela maior eficiência, a análise efetuada aponta para a necessidade de as unidades federativas menos eficientes tecnicamente caminharem no sentido de:

melhorar os indicadores sociais, primordialmente o alcance educacional;

incentivar a produção industrial, como, por exemplo, verticalizando a produção de bens primários, pois além de esta elevar, possivelmente, a eficiência técnica, agrega valor ao produto e gera mais empregos;

incentivar as economias de aglomeração, com a maior oferta de infra-estrutura, e a imigração, de preferência da mão-de-obra qualificada;

e, por fim, incentivar as trocas comerciais, especializando suas economias.

O trabalho constitui uma significativa fonte de informação acerca do grau de dificuldade que se tem quando se analisa a eficiência produtiva com a base RAIS, pois permite avaliar a magnitude da distorção introduzida quando não se considera o mercado informal de trabalho: parte considerável da variação do produto é “explicada” pelo insumo trabalho em detrimento do insumo capital. Com base nas comparações realizadas, supõe-se que possivelmente haverá superestimação dos resultados quando se considera apenas o mercado formal de trabalho. Assim, o emprego da base RAIS neste tipo de análise se justifica apenas no caso em que os dados da PNAD não estejam disponíveis, ou quando não se acredita na relevância da magnitude de informalidade da economia

Por fim, acredita-se que as conclusões apresentadas estão longe de encerrar o debate sobre o tema, ou mesmo as análises qualitativas que podem ser abstraídas de seus resultados. A análise representa apenas mais uma contribuição para os estudos sobre a Economia Regional brasileira.

Referências Bibliográficas

- Ablas, L. A. & Smith, R. Diferenças de produtividade, intensidade de capital e níveis salariais para a caracterização das disparidades regionais. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 15, n. 2, p. 293-318, abr./jun. 1984.
- Azzoni, C. R. *Variação estaduais de produtividade, salários e excedente e a concentração espacial da indústria no Brasil: 1970/75/80*. São Paulo: IPE/USP, 1985. 17p. (Trabalho para discussão interna 17)
- Azzoni, C. R. & Ferreira, D. A. *Competitividade regional e reconcentração industrial: o futuro das desigualdades regionais no Brasil*. São Paulo: IPE/USP, 1997. (Texto para discussão interna).
- Balestra, P. Introduction to linear model for panel data e fixed effect models and fixed coefficient models. *The econometrics of panel data*. Handbook of theory and applications. Norwell: Kluwer Academic, 1992, v. 1. cap. 2, 3, p. 21-29.
- Balestra, P. & Nerlove, M. Pooling cross-section and time series data in the estimation of a dynamic model: the demand for natural gas. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, v. 34, n. 3, p. 585-612, jul. 1966.
- Battese, E. G. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. *The Journal of The International Association of Agricultural Economists*, Amsterdam, v. 7. p. 185-208, 1992.

- Beeson, P. E. & Husted, S. Patterns and determinants of productive efficiency in state manufacturing. *Journal of Regional Science*, Pennsylvania, v. 29, n. 1, p. 15-28, feb. 1989.
- Carlino, A. G. & Voith, R. Accounting for differences in aggregate state productivity. *Regional Science and Urban Economics*, Amsterdam, v. 22, n. 4, p. 597-617 nov. 1992.
- Carvalho, J. A .M., Sawyer, D. O., Rodrigues, R. N. Demografia: conceitos básicos e variáveis básicas. In: Carvalho, J. A .M., Sawyer, D. O., Rodrigues, R. N. *Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia*. Belo Horizonte: ABEP, 1994. Cap. 2, p. 11-13.
- Cornwell, C., Schmidt, P., Sickles, R. C. Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 46, n. 1-2, p. 185-200, oct./nov. 1990.
- Farrell, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of The Royal Statistical Society*, London, v. 120, pt 3, p. 253-281, 1957
- Ferreira, A. H. B., Diniz, C. C. *Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 1994. 27p. (Texto para Discussão 79)
- Greene, H. W. Frontier Production Functions. In: Pesaran, H., Schmidt, P. (eds), *Handbook of applied econometrics*. New York, [s.d.], v. 2, Microeconometrics (In press).
- Greene, H. W. *Econometrics analysis*. 2nd ed. New York: Macmillan, 1993, 791 p.
- Hausman, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, London, v. 46, n. 6, p. 1251-71, nov. 1978.
- Hausman, J. A., Taylor, W. E. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, London; v. 49, n. 6, p. 1377-1398, nov. 1981
- Hulten, R. C. E Schwab, M. R. Regional productivity growth in U.S. manufacturing: 1951-78. *American Economic Review*, Nashville, v. 74, n. 1, p. 152-162, mar 1984.
- Kumbhakar, S. C. Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 46, n. 1-2, p. 201-211, oct. /nov. 1990.
- Lavinas, L., Garcia, E. H. & Amaral, M. R. *Desigualdades regionais: indicadores socioeconômicos nos anos 90* Rio de Janeiro: IPEA 1997 48p. (Texto para Discussão 460).
- Lau, J. L. *et alii*. Education and economic growth: some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 41, n. 1, p. 45-70, jun. 1993.

- Maddala, G. S. A note on the form of the production function and productivity in measurement and interpretation of productivity. *In: Maddala, G. S. Econometric methods and applications.* Aldershot: Edward Elgar, 1994. v. 1, p. 57-65.
- Moomaw, R. L. Spatial productivity variations in manufacturing: a critical survey of cross-sectional analyses. *International Regional Science Review*, Philadelphia, v. 8, n. 1, p. 1-22, 1983.
- Pinheiro, C. A. *Technological progress and diffusion: decomposing total factor productivity growth in Brazilian manufacturing.* Rio de Janeiro: IPEA, 1992a. (Texto para Discussão; 256)
- _____. O crescimento da produtividade total dos fatores e a estratégia de promoção de exportações: uma revisão da evidência internacional. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 22, n. 1, p. 1-34, abr. 1992b.
- Silva et alii. *Produto interno bruto por unidades da federação.* Texto para Discussão n. 424, IPEA, maio de 1996.

