

DESIGUALDADE DE RENDA E EFICIÊNCIA TÉCNICA: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS DO ESTADO DO PARANÁ¹

Rubiane Daniele Cardoso de Almeida²

Rogério Lúcio Soares da Silva Junior³

Este artigo objetivou analisar a eficiência na geração de igualdade na distribuição de renda dos municípios paranaenses para os anos de 2000 e 2010, utilizando a análise envoltória de dados (DEA) e a análise da fronteira estocástica (SFA). Para tanto, fez-se uso das seguintes variáveis: estoque de capital (obtido a partir do consumo de energia elétrica), despesa com educação e cultura, população economicamente ativa ocupada e expectativa de anos de estudo. Os resultados apontam para um aumento nos municípios eficientes ou próximos à fronteira de eficiência no período analisado, o que corrobora a provável melhoria na distribuição de renda no estado. Os municípios com o maior nível de “produto” condizem com os que obtiveram os melhores escores de eficiência, analisando principalmente o ano de 2010. No entanto, os municípios que utilizaram os maiores níveis de insumos não corresponderam, necessariamente, àqueles com maior escore de eficiência.

Palavras-chave: renda; desigualdade; eficiência.

INCOME INEQUALITY AND TECHNICAL EFFICIENCY: AN ANALYSIS FOR THE CITIES OF THE STATE OF PARANA

This article aims to analyze the efficiency in the generation of equity in the distribution of income from parana districts for the years 2000 and 2010, using data envelopment analysis (DEA) and the stochastic frontier analysis (SFA). For this, use was made of the following variables: capital stock (obtained from electricity consumption), expenditure on education and culture, the economically active population employed and expected years of schooling. The results point to an increase in efficient municipalities or near the efficiency frontier in the period analyzed, which confirms the improvement in income distribution in the state. The municipalities with the highest level of output match those that have the best efficiency scores, especially analyzing the year 2010. However, municipalities that used the highest levels of inputs did not match necessarily those with the highest score efficiency.

Keywords: income; inequality; efficiency.

1. Os autores agradecem os comentários e as sugestões dos editores e pareceristas anônimos que ajudaram a melhorar a presente versão do trabalho.

2. Mestre em desenvolvimento regional e agronegócio pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste). Doutoranda em economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB). *E-mail:* <rubicardoso@yahoo.com.br>.

3. Doutor em economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB). Departamento de Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB). *E-mail:* <rlsjunior@hotmail.com>.

LA DESIGUALDAD DE INGRESOS Y LA EFICIENCIA TÉCNICA: UN ANÁLISIS PARA EL CIUDADES DEL ESTADO DE PARANA

Este artículo tiene como objetivo analizar la eficiencia en la generación de la equidad en la distribución del ingreso de las ciudades paranaenses para los años 2000 y 2010, utilizando el análisis envolvente de datos (DEA) y el análisis de frontera estocástica (SFA). Para esto, se hizo uso de las siguientes variables: el capital social (que se obtiene a partir del consumo de electricidad), el gasto en educación y la cultura, la población económicamente activa empleada y esperado años de estudio. Los resultados apuntan a un aumento de los municipios eficaces o cerca de la frontera de eficiencia en el período analizado, lo que confirma la mejora en la distribución del ingreso en el estado. Los municipios con el mayor nivel de producto se ajustan a los que tienen los mejores índices de eficiencia, sobre todo analizar el año 2010. Sin embargo, los municipios que utilizan los más altos niveles de insumos no se corresponde necesariamente los que tienen la mayor puntuación eficiencia.

Palabras clave: ingresos; desigualdad; eficiencia.

L'INÉGALITÉ DES REVENUS ET L'EFFICACITÉ TECHNIQUE: UNE ANALYSE DE PARANA MUNICIPALITÉS

Cet article vise à analyser l'efficacité de la génération de l'équité dans la répartition des revenus des districts paranaenses pour les années 2000 et 2010, en utilisant une analyse d'enveloppement des données (DEA) et l'analyse de frontière stochastique (SFA). Pour cela, on a utilisé les variables suivantes: le stock de capital (obtenu à partir de la consommation d'électricité), les dépenses sur l'éducation et la culture, la population active occupée et prévu d'années de scolarité. Les résultats indiquent une augmentation dans les municipalités efficaces ou à proximité de la frontière d'efficience dans la période analysée, ce qui confirme l'amélioration de la distribution des revenus dans l'état. Les municipalités avec le plus haut niveau de produit correspondent à celles qui ont les meilleurs scores d'efficacité, en particulier l'analyse de l'année 2010. Cependant, les municipalités qui ont utilisé les plus hauts niveaux d'intrants ne correspond pas nécessairement celles avec le meilleur score efficacité.

Mots-clés: le revenu; l'inégalité; l'efficacité;

JEL: H21; O150.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda tem sido um dos temas mais questionados na atualidade. Ajustar o crescimento econômico ao desenvolvimento social não é das tarefas mais simples. Promover o desenvolvimento econômico e fazer com que seus efeitos sejam sentidos de maneira equitativa e que esteja estreitamente associado à sustentação do crescimento econômico e das características que este venha a assumir é o grande desafio das políticas públicas aliadas às estratégias econômicas de planejamento.

De acordo com o relatório do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – Pnud (2014), nas últimas duas décadas a produção de riqueza mundial

atingiu valores expressivos, porém, os níveis de desigualdade alcançaram valores sem precedentes. No período de 1990 a 2010, a desigualdade de renda aumentou 11% nos países em desenvolvimento. No contexto mundial, por um lado, 1% da população mais rica detém cerca de 40% dos bens, em contrapartida, metade da população do mundo detém menos de 1%. Mais de 75% da população de países em desenvolvimento vive hoje em sociedades em que a renda é distribuída mais injustamente do que era na década de 1990.

Ao longo da primeira década do século XXI, alguns países foram capazes de destoar do contexto mundial e reverter os pesos nesta balança, com uma queda na desigualdade de renda. Na Argentina e no Brasil, por exemplo, o índice de Gini, que mede a concentração de renda, caiu substancialmente de 0,46 e de 0,54 para 0,38 e 0,45, respectivamente. Outros países, como Bolívia e México, também conseguiram melhorar a equidade na distribuição de renda. No México, os valores caíram de 0,53 para 0,48. Já na Bolívia, esse valor caiu de 0,46 para 0,42 (Pnud, 2014).

Segundo Dedecca (2015), podem ser destacados três movimentos em direção à redução da desigualdade socioeconômica no Brasil, quando analisado da ótica do comportamento da renda corrente das famílias. Um primeiro momento associado ao período de 1999 e 2003, expresso pela sustentação dos rendimentos dos estratos inferiores com queda generalizada dos níveis dos estratos médios e superiores. O outro ocorrido com a recuperação e o crescimento da economia de 2004 a 2008, quando os níveis de rendimento dos estratos inferiores elevaram-se mais rapidamente que os superiores. E, um terceiro momento, desde 2009, que reiterou as características do segundo, mas em uma situação de crescimento instável da economia brasileira.

No entanto, esse avanço não deve ser muito comemorado. Quando analisados os valores do índice que mede a concentração de renda para as unidades da federação brasileira, os resultados são outros. E reduzindo ainda mais a dimensão locacional, quando analisada a questão dos municípios brasileiros, os dados são preocupantes. Segundo estudo da Pnad (2004), a iniquidade é maior, proporcionalmente, dentro das cidades, e em municípios pobres do interior do país. Neste âmbito encontra-se a pertinência deste trabalho, que concentra a análise nos municípios do estado do Paraná.

A necessidade do levantamento de evidências a respeito dos fatores determinantes da desigualdade de renda pode ser uma tarefa complexa. Mensurar o nível de distribuição de renda apenas pela ótica do produto interno bruto (PIB) *per capita* talvez não seja a melhor alternativa. Assim, propõe-se a análise pela ótica do índice de desigualdade na distribuição de renda (Gini), pois, as medidas de desconcentração de renda são as medidas de justiça social mais utilizadas.

De acordo com os dados do IBGE (2010), o estado do Paraná possui 10,444 milhões de habitantes, um território de 199.307,945 km² e um PIB *per capita* de R\$ 20.813,98. O índice de Gini passou de 0,59, em 2000, para 0,51, em 2010, indicando uma redução da desigualdade na distribuição de renda no período. Possui 399 municípios. No entanto, foram objetos de estudo 394 municípios devido à ausência de dados para cinco municípios (Congonhinhas, Goioerê, Santa Cecília do Pavão, Santo Antônio do Sudoeste e São Jorge do Ivaí).

Nesse sentido, este trabalho tem por objetivo analisar a eficiência dos municípios paranaenses na geração de igualdade na distribuição de renda, que pode ser verificada por meio da capacidade de um determinado conjunto de insumos considerados pertinentes (fatores de educação, emprego e capital) em gerar um nível de “produto”, aqui considerado como o índice de Gini transformado. O índice de Gini transformado (1 – índice de Gini) indica, ao contrário do índice de Gini, a igualdade dos municípios na distribuição de renda. As metodologias utilizadas foram a Análise Envolvória de Dados (*Data Envelopment Analysis – DEA*) e a Fronteira Estocástica (*Stochastic Frontier Analysis – SFA*). Essas metodologias, tendo por base uma gama de *outputs* e *inputs*, têm sido amplamente utilizadas para analisar a eficiência técnica de unidades tomadoras de decisões (*Decision Making Units – DMUs*), que podem ser, desde firmas até estados ou países. O estudo aborda um quadro comparativo entre os anos de 2000 e 2010.

Afonso, Schuknecht e Tanzi (2008) fizeram um estudo semelhante para os países da OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*). Os autores utilizaram a Análise Envolvória de Dados (DEA), em que o índice de Gini foi definido como *output* e uma média das despesas governamentais como *inputs*. As conclusões indicaram que as políticas públicas afetam significativamente a distribuição de renda e o gasto público seria mais eficiente naqueles países com melhor desempenho educacional.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta seção introdutória. Inicia-se com uma revisão de estudos aplicados de DEA e SFA no campo das políticas públicas, passando em seguida às metodologias utilizadas, destacando-se as especificações das variáveis utilizadas no estudo e o conceito das medidas de desigualdades de renda. Na sequência, apresentam-se os resultados e discussões e, por fim, as últimas considerações.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Na atualidade, tem-se a percepção de que existem uma série de variáveis e indicadores que devem ser considerados ao se analisar a distribuição de renda ou a desigualdade social em uma região. No entanto, há algum tempo, a teoria do

crescimento econômico concentrava-se na evolução de uma única variável relativa à distribuição de renda, que se baseava na renda por agente econômico.

Nesse sentido, torna-se importante destacar a influência do estudo de Kuznets (1955), que tinha por hipótese que se a desigualdade entre dois setores de uma economia é maior que a desigualdade intrasetorial, a mudança desse fato dar-se-ia pela migração de força de trabalho do setor menos produtivo para o setor mais produtivo. Assim, a relação entre desigualdade e crescimento dar-se-ia da forma de um "U" invertido.

Tendo em vista essa abordagem, seria possível resolver o problema da desigualdade entre as regiões. Bastaria fomentar o crescimento econômico e isso resultaria na redução da desigualdade (Marinho, Soares e Benega, 2004). Muitos estudos não rejeitam a hipótese de Kuznets (1955), como, por exemplo, o estudo de Fields e Jakubson (1994), um dos principais trabalhos baseado em estimativas para o painel com efeitos fixos. Na literatura internacional, grande parte dos estudos, tendo por base grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento, é favorável à hipótese de Kuznets. Cabe citar os estudos de Dawson (1997), Ogwang (2000) e Sylvester (2000), que utilizam dados em corte transversal (cross-section) e Hsing e Smith (1994), que se baseiam em séries temporais.

No entanto, de acordo com os resultados relatados por Barro (2000), o efeito do crescimento econômico sobre a desigualdade de renda pode ser diferente da hipótese defendida por Kuznets (1955), quando analisadas economias em desenvolvimento. Deininger e Squire (1998), utilizando um painel de países para o período de 1960 e 1992, encontraram resultados divergentes da hipótese de Kuznets em cerca de 90% dos países investigados.

Souza, Garcia e Pires (2004), aplicam a decomposição da Produtividade Total dos Fatores (PTF) para uma amostra de 38 países ao longo do período de 1970-2000. Então, estimam os efeitos diretos da eficiência técnica, da eficiência alocativa, do progresso técnico, das economias de escala sobre a desigualdade de renda dos países, por meio de um modelo SFA.

Os resultados mostram que as eficiências alocativa, técnica e de escala apresentam correlação positiva com o índice de Gini, ou seja, variáveis ligadas ao desempenho do capital "contribuem" para o acúmulo de renda em favor desse fator de produção. Inferem que este fato pode explicar, em grande parte, o porquê países como Brasil, Chile e México mantiveram elevada desigualdade de renda, a despeito do seu crescimento econômico nos últimos 30 anos.

Uma pesquisa recente de Grigoli (2014), que procurou medir a eficiência do gasto em ensino secundário em economias emergentes e em desenvolvimento, aponta em uma de suas conclusões que a equidade (em termos de distribuição

de renda) tem uma relação positiva com a eficiência educacional. Isto é, países com coeficiente de Gini mais elevado tendem a ter menos resultados educacionais eficientes, o que sugere que as políticas fiscais e de despesa que promovem a redução da desigualdade podem ter um efeito salutar sobre a eficiência educacional.

No trabalho de Lavado e Domingo (2015), intitulado *Public Service Spending: Efficiency and Distributional Impact – Lessons from Asia*, os resultados indicam que os países poderiam alcançar maior eficiência nos gastos públicos com saúde e educação. O escore de eficiência da saúde de 0,96 implica que o resultado de três indicadores analisados relacionados à saúde poderiam ser incrementados em 4%. Em média, em termos de eficiência, os países asiáticos poderiam usar somente 93% do seu orçamento para atingir os mesmos níveis atuais de saúde.

Com o objetivo de avaliar, de forma empírica, a eficiência do gasto público no Brasil em uma comparação envolvendo um conjunto de países da América Latina, Ribeiro (2008) abarcou um período entre 1998 e 2002. Inicialmente, com base em indicadores econômicos e sociais de cada país, foi construído um índice composto como medida do desempenho dos serviços públicos.

Para avaliação da eficiência, o autor confrontou o índice composto pelos gastos de consumo do governo geral mediante utilização de um modelo empírico semiparamétrico de dois estágios (método DEA, no primeiro estágio, e regressão truncada, no segundo estágio), semelhante a metodologia que será utilizada neste trabalho. As evidências indicaram o Brasil com um resultado, em torno da média na avaliação dos serviços públicos e abaixo da média quanto à eficiência do gasto. Costa Rica, Uruguai e Chile obtiveram os melhores resultados tanto no desempenho dos serviços quanto na eficiência do gasto público.

Analisando o cenário brasileiro, Barros, Henriques e Mendonça (2001) constataram um fato inusitado na época do estudo, fato este que pode ser atualizado para os dias de hoje. A incidência de pobreza no país é maior que na maioria dos países que têm renda *per capita* semelhante. A desigualdade na distribuição de renda é responsável pelo fato do crescimento econômico ser relativamente impotente diante índice de pobreza, ou seja, o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil do que em outros países que alcançaram o mesmo patamar de renda.

O estudo de Quintela (2011), acerca da eficiência do gasto público social no Brasil para o período de 1995 a 2009, utilizando a metodologia SFA, aponta para uma melhora no desempenho agregado dos estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Em contrapartida, os estados das regiões Sul e Sudeste obtiveram variações negativas de desempenho para o período.

No estudo de Alves Jr. (2010), verifica-se o grau de eficiência dos estados na aplicação de recursos no ensino fundamental e médio, por meio de uma Abordagem de Três Estágios,⁴ utilizando o DEA e o SFA, para o período de 1995 a 2008. Os resultados indicam que os estados das regiões Sul e Sudeste lideram o grupo dos mais eficientes, já os estados da região Norte e alguns da região Nordeste despontam como os mais ineficientes.

Para avaliar os fatores que contribuem para a redução da pobreza no Brasil e analisar o grau de eficiência dos gastos públicos para redução da pobreza no período de 2004 a 2009, Lima, Moreira e Souza (2013) utilizaram um modelo de efeito fixo e uma modelagem via fronteira estocástica (SFA). Os resultados mostram que o desempenho do nível de atividade econômica é fundamental para redução da pobreza, isto é, maior geração de emprego e maior renda *per capita* contribuem significativamente para a redução da taxa de pobreza do país.

Os autores argumentam que o crescimento deve vir atrelado de um amplo combate à desigualdade e por medidas complementares de transferência de renda para a população mais pobre. Os coeficientes estimados relativos ao coeficiente de Gini transformado e ao Programa Bolsa Família também mostraram-se estatisticamente diferentes de zero.

Reduzindo a dimensão locacional da análise para o estado do Paraná, que será o foco desta pesquisa, Savian e Bezerra (2013) analisaram a eficiência dos gastos públicos com a educação nas séries iniciais do ensino fundamental, nos anos de 2005 e 2009, por meio da Análise Envoltória de Dados (DEA). Os municípios foram classificados quanto à eficiência dos gastos em educação fundamental, e foi possível realizar comparações entre os municípios e mesorregiões.

Os resultados indicaram que as mesorregiões Norte Central, Norte Pioneiro e Noroeste foram as que mais concentraram escores de eficiência nos anos analisados, evidenciando que, conforme as variáveis⁵ consideradas, os municípios têm otimizado a alocação dos recursos públicos, demonstrando assim uma melhor gestão do poder executivo local em relação aos demais municípios do estado do Paraná. Constataram ainda que os municípios com melhor desempenho econômico não foram necessariamente os mais eficientes. As regiões Metropolitana, Centro-Occidental, Centro-Oriental e Centro-Sul concentraram a maioria dos resultados de ineficiência no período analisado.

4. Para mais detalhes, ver Fried, Lovell e Schmidt (2002).

5. Foram utilizados os seguintes *inputs*: PIB *per capita* municipal; despesa por aluno matriculado no ensino fundamental; número de escolas municipais de ensino fundamental; número de matrículas no ensino fundamental em escolas municipais; e o número de docentes de cada município. E como *output*: Ideb – índice de desenvolvimento da educação básica.

O estudo de Rech, Comunelo e Godarth (2014) investigou a eficiência do gasto público com a educação referente ao ano de 2011 nos 42 municípios da região Sudoeste do estado do Paraná. O referido estudo está baseado em uma pesquisa quantitativa, com a utilização do DEA, em que foram utilizados como *inputs*, o gasto público por aluno e, como *outputs*, a nota dos alunos na Prova Brasil. Os autores constataram que não são os municípios com maiores investimentos em educação que possuem maior eficiência. Os municípios que mais gastaram no ano de 2011 foram Francisco Beltrão, Pato Branco e Palmas, os quais ficaram apenas em 7º lugar, 28º lugar e 3º lugar, respectivamente, no *ranking* de eficiência.

A fim de analisar a relação do gasto público com os indicadores socioeconômico do estado do Paraná, Costa (2011) lançou mão de alguns procedimentos como – análise fatorial, análise de *cluster*, DEA, Anova e outros. Como principais resultados citam-se a confirmação da premissa de que crescimento econômico é diferente de desenvolvimento econômico e que crescimento econômico pode não gerar necessariamente o desenvolvimento. O fato de a gestão pública ter recursos disponíveis para investimentos não é suficiente, sendo essencial a forma com que estes recursos são investidos.

Marinho, Soares e Benegas (2004) estimaram as medidas de eficiência técnica dos estados brasileiros na geração de bem-estar, entre os anos de 1986 e 1998, por meio do DEA. Fizeram a análise sob a ótica do PIB *per capita*, do índice de desenvolvimento humano (IDH) e do índice de desigualdade de Theil. Comparando as medidas de desigualdade, inferiram que apenas nas regiões Nordeste e Sudeste ocorreram reduções significativas da desigualdade e que as medidas de desigualdade totais não sofreram qualquer modificação significativa durante o período analisado.

Segundo os autores, as medidas de eficiência na geração de bem-estar, do modelo utilizando a medida de bem-estar de sem,⁶ apontam os estados de São Paulo, Rio Grande do Sul, Amazonas, Roraima e Amapá como sendo os mais eficientes na geração de bem-estar. O modelo utilizando o PIB *per capita* como *output* replica basicamente os resultados anteriores. E, por fim, no modelo em que utiliza o IDH como *output*, os estados acima citados obtiveram os resultados mais eficientes com exceção do estado de São Paulo.

Cabe salientar que, as estratégias de desenvolvimento econômico tornam-se específicas para cada local ou região, levando-se em consideração as peculiaridades e a vocação produtiva de cada local. Então, sendo a esfera municipal a que possui maior conhecimento das necessidades das pessoas e da situação local,

6. Proposta por Amartya Sen, essa medida envolve a média de renda *per capita* vezes o complemento de Gini.

entende-se que ela possui um papel fundamental na promoção do desenvolvimento. Assim, como destacam McKinsey and Company (1994), o novo desafio das regiões para prosseguir uma estratégia de desenvolvimento econômico é "pensar globalmente", enquanto "age-se localmente".

Nesse âmbito é que se encontra a justificativa para este trabalho. Buscar entender o quão importante são os fatores estoque de capital (consumo de energia elétrica), juntamente com fatores de emprego (população economicamente ativa ocupada) para a redução da desigualdade de renda, torna-se um tema pertinente. Para tanto, na sequência são apresentados os aspectos metodológicos utilizados.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Tendo por base o estudo de Marinho, Soares e Benegas (2004), este artigo busca estimar as medidas de eficiência técnica dos municípios paranaenses na distribuição de renda, utilizando o coeficiente de Gini transformado como *output*, como utilizado no estudo de Afonso, Schuknecht e Tanzi (2008). Nesta seção serão apresentadas, inicialmente, algumas considerações acerca da obtenção do coeficiente de Gini. Posteriormente, são comentados os modelos DEA e SFA que serão utilizados, bem como uma breve descrição dos dados e suas respectivas fontes.

3.1 Medida de distribuição de renda (Coeficiente de Gini)

Em pesquisas de desenvolvimento regional, os indicadores têm o objetivo de mensurar a concepção de desenvolvimento, nas várias dimensões geográficas. Os aspectos econômicos do desenvolvimento podem ser mensurados de forma direta, assim como o PIB e a renda *per capita*. No entanto, aspectos relacionados à área social, como educação, bem-estar, saúde, desigualdade, entre outros, apenas podem ser quantificados de forma indireta (Siedenberg, 2003).

Nesse sentido, de acordo com Kayano e Caldas (2002), os indicadores podem ser definidos como instrumentos que auxiliam na interpretação de uma realidade, visto que permitem observar e mensurar determinados aspectos da área social, além do controle da gestão dos processos e a medição da eficiência e eficácia.

Siedenberg (2003) argumenta ainda que a maior parte da política de desenvolvimento necessita e se baseia em fortemente em indicadores, pois é por meio deles que se analisa e se avalia os pontos fortes e fracos, assim como o sucesso ou fracasso de uma estratégia de desenvolvimento. Dessa forma, afirma que os indicadores são fundamentais para que se possam desenvolver análises e comparações entre regiões e também dentro da própria região.

No entanto, ao se lançar mão de dados secundários, várias limitações são encontradas. Jannuzzi (2005) destaca que as principais dificuldades em se trabalhar com indicadores residem na falta de informações periódicas e específicas, visto que não há uma regularidade temporal na divulgação das informações e nem na escala territorial que se almeja. E cabe acrescentar a possibilidade de erros nas estimações dos indicadores disponibilizados.

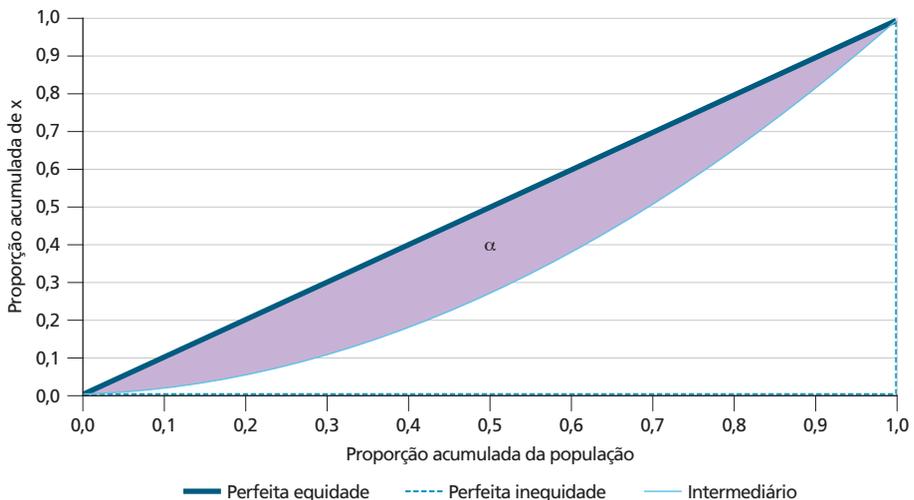
Neste trabalho, o *output* em análise será o coeficiente de Gini transformado. Esse índice baseia-se em um cálculo utilizado para medir a desigualdade social, desenvolvido pelo estatístico italiano Corrado Gini, em 1912. Apresenta dados entre o número 0 e o número 1, em que 0 corresponde a uma completa igualdade na renda e 1 que corresponde a uma completa desigualdade entre as rendas. Gini mede o coeficiente por meio de pontos percentuais (que é igual ao coeficiente multiplicado por 100).

Em 1905, Lorenz criou um instrumento gráfico para estudar a distribuição de renda, traçando uma curva considerando a percentagem acumulada de pessoas no eixo das abscissas e a percentagem acumulada de renda no eixo das ordenadas, que ficou conhecida como curva de Lorenz.

A figura 1 mostra a curva de Lorenz e representa a fórmula utilizada para se obter o coeficiente de Gini, cujo eixo horizontal representa a porcentagem total de pessoas e o eixo vertical, a porcentagem total da renda da região. A linha diagonal representa uma perfeita equidade entre pessoas e a renda, e a curva representa uma situação intermediária.

FIGURA 1

Casos possíveis para curvas de Lorenz de uma distribuição



De forma simples, se a área entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas for definida como β , então, tem-se que o coeficiente de Gini será:

$$G = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$$

Assim sendo, o *output* escolhido para este estudo está baseado nos dados do coeficiente de Gini, para os anos de 2000 e 2010. Uma vez que, no programa DEA, precisamos inserir um produto, cujo objetivo pretendido seja aumentá-lo, e dado que coeficientes de Gini mais elevados implicam uma desigualdade maior em termos de distribuição de renda, a variável de saída utilizada, G^T , é construída a partir da transformação das observações do coeficiente de Gini, da seguinte forma:

$$G^T = 1 - G$$

Logo, tem-se um *output* de equidade na distribuição de renda. Sendo melhor quanto maior o seu valor, também variando de 0 a 1.

3.2 Análise Envoltória de Dados (DEA)

A metodologia *Data envelopment analysis* (DEA), proveniente do trabalho seminal de Farrell (1957) e popularizado por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), pressupõe a existência de uma fronteira de produção convexa. A fronteira de produção na abordagem DEA é construída utilizando métodos de programação linear. O termo "envoltória" decorre do fato de que a fronteira de produção envolve o conjunto de observações.⁷ Alguns autores têm estimulado um interesse evidente na eficiência da utilização dos recursos, pode-se citar Tongzon (2001), Cullinane (2002) e Cullinane, Song, Wang (2004).

Essa metodologia pode ser definida como um método não paramétrico de medir a eficiência relativa de firmas, tratadas como unidades tomadoras de decisão (*Decision Making Unit* – DMU), com múltiplos insumos e múltiplos produtos. Por se tratarem de modelos não paramétricos, não utilizam inferências estatísticas ou se apegam a medidas de tendência central, testes de coeficientes ou formalizações de análise de regressão (Ferreira e Gomes, 2009). O objetivo principal do DEA é avaliar a eficiência de cada DMU e verificar quais dessas estão inseridas na fronteira de possibilidade de produção, ou seja, se do ponto de vista da eficiência técnica, estão em sua posição ótima.

Charnes, Cooper e Rhodes (1978) cunharam o termo DEA, bem como o termo CCR. Modelo que, indicado pelas iniciais dos autores, remete a utilização de retornos constantes de escala. Outro modelo muito utilizado nesta abordagem

7. Ver Coelli Rao e Battese (1998).

é o BCC, proposto por Banker, Charnes e Cooper (1984), remete a utilização de retornos variáveis de escala.

Em relação à eficiência na distribuição de renda, o modelo testado é apresentado através da função produção:

$$Y_i = f(X_i) \quad (1)$$

Em que Y é o *output*, que neste caso é representado pelo coeficiente de Gini transformado G^T e X são os *inputs* utilizados – estoque de capital (consumo de energia elétrica total menos o consumo residencial), fator educação (despesa com educação e cultura e expectativa de anos de estudo), e fator emprego (população economicamente ativa ocupada). Se $Y_i < f(X_i)$, isso indica que a DMU⁸ i possui ineficiência técnica, e esta pode ser medida através da distância que se encontra da fronteira de eficiência.

A descrição analítica do problema dual de programação linear a ser resolvido é esboçada abaixo para uma especificação orientada para o produto (*output*). Suponha que existam I *inputs* e O *outputs* para n DMUs. Para a i -ésima DMU, x_i é o vetor coluna dos *inputs* e y_i é o vetor coluna dos *outputs*. Define-se também como X ($I \times n$) matriz de *inputs* e Y como o ($O \times n$) matriz de *outputs*; $e = (1, 1, \dots)$ como um vetor unitário. O modelo DEA é então especificado com o seguinte problema de programação, para uma dada DMU:

$$\text{Max}_{\delta, \lambda} \delta \quad (2)$$

$$\text{s.a. } \delta y_i + Y\lambda \leq 0 \quad (2.1)$$

$$X\lambda - x_i \leq 0 \quad (2.2)$$

$$\lambda \geq 0 \text{ (para a DEA – CCR)} \quad (2.3)$$

$$e\lambda = 1 \text{ (para a DEA – BCC)} \quad (2.4)$$

Em que δ é um escalar, cujo valor será a medida de eficiência da i -ésima DMU. O parâmetro λ é um vetor ($n \times 1$), cujos valores são calculados de forma a obter a solução ótima. Para uma DMU eficiente, seu valor de λ será um (1) e os restantes valores de λ serão zero; para uma DMU ineficiente, os valores de λ

8. Municípios paranaenses.

representam os pesos de seus *benchmarks* na combinação linear que define sua projeção na fronteira eficiente. Utilizando a restrição da equação (2.3), define-se o modelo como sendo CCR (retornos constantes de escala), e utilizando a restrição (2.4) define-se o modelo como BCC (retornos variáveis de escala). A eficiência técnica é dada por:

$$TE_i = \frac{1}{\delta_i} \quad (3)$$

A eficiência técnica derivada de modelos DEA-CCR e DEA-BCC é frequentemente usada para obter uma medida de eficiência de escala, tal como:

$$SE_i = \frac{\delta_{ccr,i}}{\delta_{bcc,i}} \quad (4)$$

Para cada unidade ineficiente, os modelos DEA fornecem seus respectivos *benchmarks* (DMU's de referência), determinados pela projeção dessas unidades na fronteira de eficiência. Essa projeção é feita de acordo com a orientação do modelo, sendo orientação a *inputs* quando se deseja minimizar os recursos, mantendo-se os valores dos produtos constantes, ou orientação a *outputs* quando se deseja maximizar os produtos sem diminuir os insumos.

Neste estudo foi utilizada a orientação a *outputs*, tendo em vista que o objetivo seria maximizar a equidade na distribuição de renda, dados os *inputs*. Serão avaliados os dois tipos do modelo DEA, em um âmbito comparativo (BCC e CCR).

3.2 Análise da Fronteira Estocástica (SFA)

Os primeiros trabalhos utilizando as fronteiras estocásticas – SF (*Stochastic Frontier*) foram de Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Battese e Corra (1977), e Meeusen e Van Den Broeck (1977). Essa metodologia assume que existe uma função paramétrica entre os *inputs* e *outputs* de produção. Como uma abordagem alternativa ao método DEA, a grande virtude do SFA é que ele não só permite a ineficiência técnica, mas também reconhece o fato de que choques aleatórios fora do controle das firmas podem afetar o produto. A ideia fundamental que está por trás do modelo é a de que o termo erro é composto por duas partes: um componente que capta os efeitos da ineficiência (u) e um componente que capta os choques aleatórios (v).

Um modelo de fronteira estocástica pode ser expresso como na equação (05), em que a eficiência técnica da DMU k é representada por u e deve ser positiva, enquanto que o componente de ruído estocástico v pode ser positivo ou negativo,

y e x são os *outputs* e os *inputs*, respectivamente. O primeiro passo para resolver um problema SFA é especificar uma forma funcional, a qual geralmente é definido como um modelo de Máxima verossimilhança (*Maximum-likelihood estimation* - MLE).

$$y_k = f(x_{1k}, x_{2k}, \dots, x_{nk}, u_k, v_k) \quad (5)$$

Lembrando que a eficiência técnica é definida como na equação (6), em que β é um vetor $1 \times n$ de parâmetros da função de função $f(x_k, \beta, v_k)$:

$$TE_k = \frac{y_k}{f(x_k, \beta, v_k)} \quad (6)$$

Consequentemente,

$$y_k = f(x_{1k}, x_{2k}, \dots, x_{nk}, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n) (TE_k) (\exp(v_k)) \quad (7)$$

Utilizando uma tecnologia Cobb-Douglas, o modelo logaritimizado pode ser expresso como:

$$\ln y_k = \beta_0 + \ln x_{1k} + \dots + \beta_n \ln x_{nk} + v_k - u_k \quad (8)$$

ou

$$\ln y_k = \beta_0 + \ln x_{1k} + \dots + \beta_n \ln x_{nk} + e_k$$

Em que $e_k = v_k - u_k$ é o termo erro observado. Dessa forma, o modelo é composto pela diferença entre a fronteira estocástica ($\ln y_k = \beta_0 + \beta_1 \ln x_{1k} + \dots + \beta_n \ln x_{nk} + v_k$) e o termo de ineficiência (u_k). Se os termos v_k e u_k forem distribuídos de forma independente de cada um dos regressores x_k , os estimadores podem ser considerados como consistentes e eficientes. Como o termo aleatório v_k pode assumir qualquer valor, geralmente se assume que este termo siga uma distribuição normal $v_k \sim N(0, \sigma^2)$.

Por fim, na orientação para *output*, geralmente, mede-se a eficiência técnica como a proporção entre as observações do produto correspondentes ao produto da fronteira estocástica, $TE_k = \exp(-u_k)$. Essa medida deve ter um valor entre 0 e 1 (Coelli, Rao e Battese 1998).

3.3 Descrição dos dados e escolha das variáveis

A investigação da geração e a produção da desigualdade de renda no Brasil têm sido um tema de muito interesse, principalmente após o golpe militar de 1964 e a publicação dos censos demográficos de 1960 e 1970, com a divulgação de um grande crescimento no grau de desigualdade de renda ao longo da década de 1960.

Langoni (1973), em seu extensivo trabalho, demonstrou como a desigualdade de renda é gerada e revelada pelo mercado de trabalho, com base na heterogeneidade da força de trabalho com respeito ao nível educacional, idade, sexo, setor de atividade e região de residência. Um de seus fundamentais resultados é que os determinantes da desigualdade de renda no Brasil são as disparidades educacionais entre os membros da força de trabalho. No entanto, essas disparidades educacionais não são simplesmente dadas, mas também criadas pela sociedade.

Segundo estudo de Barros e Mendonça (1995), em relação aos determinantes da desigualdade de renda no Brasil, se tudo o mais for mantido constante, um aumento (redução) na desigualdade em educação levaria a um aumento (redução) na desigualdade salarial. Esse é o impacto direto de mudanças educacionais sobre a desigualdade salarial. Os resultados também revelaram que o mercado de trabalho no Brasil pode ser muito mais transformador da desigualdade de condições do que gerador de desigualdade. Considerando a característica educação dos trabalhadores, sabe-se que a produtividade não é necessariamente proporcional a essa característica. A desigualdade em produtividade pode tanto ser maior quanto menor do que a desigualdade em educação, dependendo do grau da relação entre educação e produtividade. Logo, nesse caso, o mercado de trabalho estaria funcionando apenas como transformador ou revelador de desigualdades.

Nesse contexto, as escolhas das variáveis deste estudo justificam-se pelo fato de serem relacionadas a três ambientes inerentes à geração e/ou transformação da desigualdade de renda no Brasil, estoque de capital, emprego e educação.

A base de dados utilizada para a pesquisa tem como fonte o Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IparDES), o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios (Finbra) e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Foram coletados dados anuais de 394 municípios paranaenses para o período de 2000 e 2010. O quadro 1 traz a descrição das variáveis selecionadas para o estudo.

QUADRO 1
Descrição das variáveis do modelo

| Tipo | Variáveis | Descrição | Fonte |
|--------|-----------|--|---|
| Output | G' | Coefficiente de Gini transformado (1 – Gini). | Datasus (indicadores socioeconômicos) |
| Input | EK | Estoque de capital, obtidos com base no consumo de energia elétrica. | Ipardes (base de dados do estado, 2000 e 2010). |
| Input | POc | Parcela da população economicamente ativa ocupada. | IBGE/censos demográficos de 2000 e 2010. |
| Input | EAE | Expectativa de anos de estudo da população. | IBGE/censos demográficos de 2000 e 2010. |
| Input | DEdu | Despesas governamentais com educação e cultura, expresso <i>per capita</i> . | Finbra/Tesouro Nacional (2000 e 2010). |

Elaboração dos autores.

O coeficiente de Gini, como já mencionado, mede o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente entre 0 e 1. A série é calculada com base nas respostas à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE), e foi obtida no banco de dados Datasus, para os anos de 2000 e 2010.

A variável representativa do estoque de capital foi obtida de acordo com a proposta de Marinho, Soares e Benegas (2004). Foi utilizado o consumo de energia elétrica total de cada município, menos o consumo de energia elétrica residencial, representando, assim, o consumo de energia dos vários setores da economia. Essa seria uma variável *proxy* do estoque de capital do estado e foi escolhida devido a não disponibilidade de dados que forneçam melhor aproximação.

A parcela da população economicamente ativa (PEA) ocupada foi calculada pelo valor total (100%, representando a totalidade da PEA) menos a taxa de desocupação da população com 18 anos ou mais (%) de cada município, representando assim, de forma precisa, a PEA que estava ocupada no período analisado. Essa variável cumpre o papel de *proxy* do fator trabalho, e foi utilizada devido à ausência de dados que indicassem o número de horas trabalhadas *per capita*.

Um dos pilares do IDH, a expectativa de anos de estudo representa o número total de anos de escolaridade que uma criança na idade de iniciar a vida escolar pode esperar receber se os padrões prevalecentes de taxas de matrículas específicas por idade permanecerem os mesmos durante a vida da criança.

E, por fim, foi utilizada a despesa com educação e cultura de cada município, dados coletados no Finbra, 2000 e 2010. Na seção 4, seguem os resultados do modelo não paramétrico e do modelo paramétrico e suas principais discussões acerca do objetivo da pesquisa.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise Envoltória de Dados

Os modelos DEA podem ser distinguidos de acordo com sua orientação – *input* ou *output*. O primeiro é intimamente relacionado com questões operacionais e de gestão, enquanto o segundo está mais relacionado ao planejamento e macroestratégias econômicas. Ambas as orientações têm a sua utilidade no contexto das análises socioeconômicas. Nesta pesquisa, os modelos utilizados são orientados para *output*.

Foi utilizado o *software Data Envelopment Analysis Program (Deap) v.2.1*, base MS-DOS, por ser capaz de fazer o tratamento de mais de 100 DMUs. Na tabela 1, são apresentadas as estatísticas descritivas dos escores de eficiência encontrados para cada modelo DEA-CCR e DEA-BCC, para anos de 2000 e 2010 e para os 394 municípios do estado do Paraná. Foi utilizado o teste não paramétrico U de *Mann-Whitney* para verificar se as observações com base ambos os modelos são independentes. O teste indicou que as medidas de eficiência dos modelos DEA-CCR e DEA-BCC são significativamente diferentes nos dois anos abordados (p-valor: 1,28 e estatística t: 0,0007 para o ano de 2000; p-valor: 2,24 e estatística t: 0,002 para o ano de 2010).

TABELA 1

Análise descritiva dos escores de eficiência técnica dos municípios paranaenses para os anos de 2000 e 2010 – modelos DEA-CCR e DEA-BCC (modelos orientados para *output*)

| | Média | Desvio-padrão | Min. | Máx. |
|------------|-------|---------------|------|------|
| CCR - 2000 | 0.76 | 0.11 | 0.45 | 1 |
| BCC - 2000 | 0.79 | 0.11 | 0.47 | 1 |
| CCR - 2010 | 0.81 | 0.09 | 0.54 | 1 |
| BCC - 2010 | 0.82 | 0.10 | 0.55 | 1 |

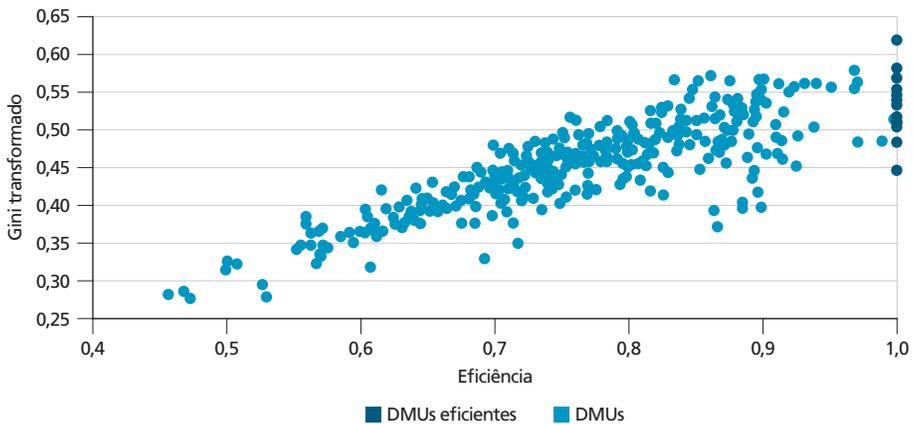
Fonte: Resultados da pesquisa.

Pelo teste de correlação não paramétrica de *Spearman*, obtiveram-se os seguintes resultados: 0,95 para 2000 e 0,97 para 2010. Um coeficiente de *Spearman* alto e positivo indica que os resultados obtidos para as duas abordagens são similares. A combinação dos testes U de *Mann-Whitney* e *Spearman* sugerem que as estimativas das eficiências pelos dois modelos seguem o mesmo padrão entre os municípios. Como o teste U de *Mann-Whitney* confirma a rejeição da hipótese nula, de que a distribuição, a partir dos dois resultados, é a mesma e o teste de correlação de *Spearman* indica uma forte correlação entre os

dois resultados, conclui-se que, por um lado, os escores são independentes quanto à distribuição e, por outro lado, os resultados quanto ao *rank* dos municípios são similares em ambos os modelos.

GRÁFICO 1

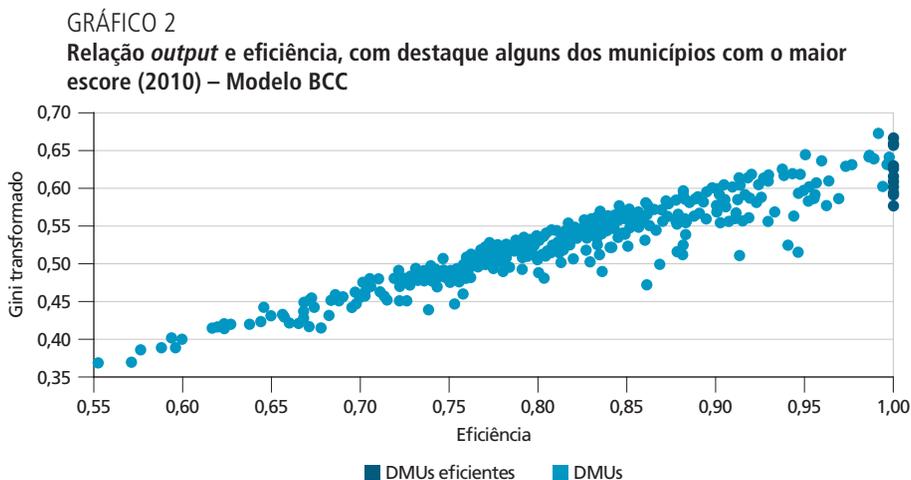
Relação *output* e eficiência, com destaque alguns dos municípios com o maior escore (2000) – Modelo BCC



Fonte: Resultados da pesquisa.

Observa-se uma variação acentuada entre os escores mínimos e máximos e também entre as duas abordagens DEA. Para o ano de 2000 (gráfico 1), quinze municípios obtiveram os máximos escores de eficiência nos dois modelos, a saber: Fazenda Rio Grande, Foz do Jordão, Inajá, Iracema do Oeste, Ivaté, Jaboti, Kaloré, Maria Helena, Maripá, Nossa Senhora das Graças, Nova Santa Bárbara, Novo Itacolomi, Paiçandu, Santana do Itaré e São João do Caiuá. E os menores escores para esse ano foi o de Saudade do Iguazu Sul e Sengés (0,46 e 0,45 - CCR e 0,47 e 0,48 - BCC).

Os valores mínimos de escores de eficiência podem sugerir que existam municípios com falhas na alocação e gestão dos recursos públicos da educação e, além disso, que as variáveis utilizadas como fator emprego e fator capital podem ser insuficientes ou mais que suficientes na geração de melhor distribuição de renda. No caso de serem mais que suficientes, isso indicará a existência de ociosidade desses *inputs* na geração de igualdade de renda, levando-se em conta as especificidades de cada região.



Fazendo uma comparação dos gráficos 1 e 2, que relacionam o *output* com os escores de eficiência dos municípios nos anos de 2000 e 2010 (modelo BCC), respectivamente, pode-se observar a atenuação da heterogeneidade entre os municípios nesse intervalo de tempo. Enquanto no ano de 2000, a maioria dos municípios parecem apresentar um Gini transformado menor do que 0,5, em 2010, a situação inverte-se e grande parte dos municípios apresentam valores acima de 0,5.

Em 2010, os escores do modelo BCC possuíram uma média maior. Nesse ano, treze municípios obtiveram os escores máximos de eficiência para os dois modelos, são eles: Ariranha do Ivaí, Campo Magro, Corumbataí do Sul, Itapeçuru, Florestópolis, Itaúna do Sul, Lobato, Nossa Senhora das Graças, Nova Aliança do Ivaí, Pérola, Santa Inês, Sarandi e Tamboara (gráfico 2). Esses municípios, dados os fatores de capital, educação e emprego, obtiveram maior eficiência na distribuição de renda.

Percebe-se que apenas o município de Nossa Senhora das Graças continuou com o máximo de eficiência nos dois anos. Trata-se de um município pequeno do norte do Paraná, com cerca de 3.836 habitantes e uma PIB *per capita* de R\$ 9.584 (dados de 2010), que tem sua economia baseado do setor de serviços e na agropecuária. O índice de Gini^T desse município foi de 0,62 (2000) e 0,67 (2010).

Entre os municípios que atingiram a fronteira de eficiência, grande parte são municípios pequenos, em termos populacionais e territoriais. É possível observar no Gráfico 2, que a maioria dos municípios que tiveram os maiores escores de eficiência em 2010, também possuíam os maiores valores para o *output*. Esses resultados sugerem que os municípios menores tendem a ter um menor índice de desigualdade.

Foram construídos critérios de classificação das DMUs em decorrência dos escores de eficiência, para um melhor entendimento dos resultados, sendo os municípios classificados com: eficiência; ineficiência fraca; ineficiência moderada e ineficiência forte (tabela 2). Percebe-se que o nível geral de eficiência sofre pequena queda entre os dois períodos, para o modelo CCR, com uma diminuição relevante do número de DMUs ineficientes. Já para o modelo BCC, o número de DMUs eficientes apresenta um aumento relevante de 2000 para 2010, e há uma queda também no número de DMUs com ineficiência forte. Assim, os resultados evidenciam um aumento da eficiência dos municípios paranaenses na geração da igualdade de renda, no respectivo período analisado.

TABELA 2
Distribuição de frequência com intervalo de classe de eficiência

| Níveis de eficiência | CCR | | BCC | |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 2000 | 2010 | 2000 | 2010 |
| Eficientes ($\theta = 1$) | 3.80% | 3.29% | 7.36% | 9.64% |
| Ineficiência fraca ($0,8 \leq \theta < 1$) | 33.24% | 52.28% | 42.38% | 50% |
| Ineficiência, moderada ($0,6 \leq \theta < 0,8$) | 56.59% | 42.38% | 45.93% | 39.08% |
| Ineficiência forte ($\theta < 0,6$) | 6.34% | 2.03% | 4.31% | 1.26% |
| Total | 100% | 100% | 100% | 100% |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como o esperado, entre os municípios que ficaram com os piores escores de eficiência, ou seja, na classe de ineficiência forte, então os que possuíam os piores índices de Gini (transformado) para o período, como, por exemplo, Sengé com 0,28 (ano 2000) e Rio Azul com 0,36 (ano 2010). Ou seja, esses municípios, dados os *inputs* analisados, tendem a concentrar muito a renda. Em particular, pode-se salientar que esses municípios tiveram gastos com educação e cultura (*per capita*) semelhantes aos municípios mais eficientes no ano de 2000. Logo, todos esses municípios classificados com ineficiência forte poderiam dobrar a sua “produção” de equidade na distribuição de renda tendo o mesmo nível de insumos.

A capital do estado, Curitiba, obteve escores não muito expressivos, 0,71 em 2000 e 0,65 em 2010 (BCC), indicando uma redução da eficiência na geração da igualdade de renda no período. Ao considerar o índice de Gini, a capital passou de 0,60, em 2000, para 0,56, em 2010, o que indica que a desigualdade foi amenizada no período. Esse fato pode indicar que a DMU (Curitiba) melhorou sua eficiência na distribuição de renda no período, mas que essa melhora pode ter ficado aquém quando comparada ao *benchmark*. Observando os *rankings* de eficiência em relação aos *inputs*, percebe-se que um município com o maior

estoque de capital, maiores gastos na educação e cultura e o maior nível de emprego não terá, necessariamente, maior eficiência na distribuição de sua renda. Torna-se, então, mais importante a forma com que se aloca e administra os insumos.

4.2 Fronteira Estocástica

Como é usual em modelos econométricos, para reduzir problemas de heteroscedasticidade e para permitir a leitura direta das elasticidades, foram aplicados logaritmos naturais em todas as variáveis. Para a aplicação do modelo SFA, a estimativa da eficiência é realizada presumindo a adequação do caso Cobb-Douglas:

$$\ln Gt_k = \beta_0 + \beta_1 \ln EK_k + \beta_2 \ln DEd_k + \beta_3 \ln POC_k + \beta_3 \ln EAE_k + v_k - u_k \quad (9)$$

em que temos o *output*, considerado aqui como “produção” de equidade na distribuição de renda, seguido dos *inputs* – estoque de capital, despesa com educação e cultura, população ocupada e expectativa de anos de estudo.

Na tabela 3 apresenta-se os parâmetros estimados através dos três modelos utilizando diferentes distribuições: *half-normal*, *exponential* e *truncated-normal*. No ano de 2000, apenas os parâmetros despesa com educação e cultura (DEd) e estoque de capital (EK) foram significativos. Em 2010, os parâmetros despesa com educação e cultura, estoque de capital e expectativa de anos de estudo foram significativos.

Na última linha da tabela 3 encontram-se os p-valores do teste de Máxima verossimilhança (LR). Esse é um teste geral de grandes amostras que tem a distribuição χ^2 com o grau de liberdade igual ao número de restrições impostas (Engle, 1984). Esses testes mostraram que o componente de ineficiência (u) é estatisticamente diferente de zero para as três distribuições utilizadas, logo, o modelo de fronteira estocástica é indicado.

A estimação da eficiência técnica dos municípios foi realizada utilizando-se o *software STATA 12.1*. Para melhor visualizar os resultados, o modelo utilizando distribuição *half-normal* foi reproduzido na figura 2, utilizando a mesma classificação de eficiência exposta na tabela 2. O teste Anova referente aos resultados dos três modelos (*half-normal*, *exponential* e *truncated-normal*), revela que esses resultados são significativamente diferentes a 5% para o ano de 2000 ($F = 49.7$, valor crítico de 3.85), e a 5% em 2010 ($F=360.6$, valor crítico de 3,85). O teste de correlação de *Spearman* dos *rankings* de eficiência derivados dos três modelos com diferentes suposições de distribuição é de 0,99, indicando um elevado nível de coerência entre as estimativas obtidas.

TABELA 3
Fronteira da função "produção" dos municípios paranaenses

| Parâmetros | <i>h-normal</i> | <i>Exponencial</i> | <i>t-normal</i> |
|------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| Ln_EK | -0.008** (-2.13) | -0.009** (-2.17)) | -0.009** (-2.18) |
| Ln_DEd | -0.05* (3.33) | -0.05* (3.25) | -0.06* (3.39) |
| Ln_POc | -0.18 (-1.14) | -0.14 (-0.88) | -0.16 (-1.05) |
| Ln_EAE | -0.02 (-0.47) | -0.01 (-0.31) | -0.02 (-0.37) |
| Constante | -0.03 (0.96) | -0.26 (-0.36) | -0.12 (-0.17) |
| σ_v | 0.06 | 0.08 | 0.006 |
| σ_u | 0.18 | 0.10 | 0.072 |
| σ | 0.04 | 0.02 | 0.078 |
| λ | 2.65 | 1.22 | 0.92 |
| LR | 0.00 ¹ | 0.00 ¹ | 0.00 ¹ |
| Ln_EK | -0.024* (-6.28) | -0.024* (-6.21) | -0.025* (-6.68) |
| Ln_DEd | -0.05** (-2.46) | -0.05* (-2.68) | -0.04* (-2.63) |
| Ln_POc | 0.14 (0.48) | 0.10 (0.37) | 0.21 (0.69) |
| Ln_EAE | 0.13** (2.17) | 0.15** (2.54) | 0.11** (1.98) |
| Constante | -1.15 (-0.85) | -1.06 (-0.79) | -1.38 (-0.99) |
| σ_v | 0.06 | 0.08 | 0.014 |
| σ_u | 0.14 | 0.07 | 0.001 |
| σ | 0.02 | 0.01 | 0.016 |
| λ | 2.16 | 0.89 | 0.90 |
| LR | 0.00 ¹ | 0.00 ¹ | 0.00 ¹ |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: * signif. a 1%; ** signif. a 5%; ¹ p-valor do teste de Máxima verossimilhança.

Analisando a tabela 3, percebe-se que os parâmetros, representando o estoque de capital e a despesa com educação, são negativos e significativos a pelo menos 5%. Eles mostram que um aumento no estoque de capital e na despesa com educação e cultura pode implicar uma redução na equidade de distribuição de renda. Isto pode indicar que, outros fatores aleatórios podem estar afetando o *output*.

Outra possível explicação pode ser encontrada na suposição de Kuznets (1955), que admite que a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda tem a forma de 'U' invertido, ou seja, em um primeiro momento a desigualdade tende a aumentar com o crescimento, e em um momento posterior ela tende a cair. Dado que os valores dos parâmetros são pequenos, poderia se dizer que os municípios paranaenses estariam próximos ao centro do 'U' invertido de Kuznets.

Em 2010, o parâmetro relativo à expectativa de anos de estudo obteve significância a 5% e teve valor positivo, indicando que um aumento na expectativa de anos de estudo dos municípios pode implicar em melhora na distribuição de renda.

FIGURA 2

Municípios do Paraná, segundo os escores de eficiência do modelo SFA/h-normal

FIGURA 2A – (2000)

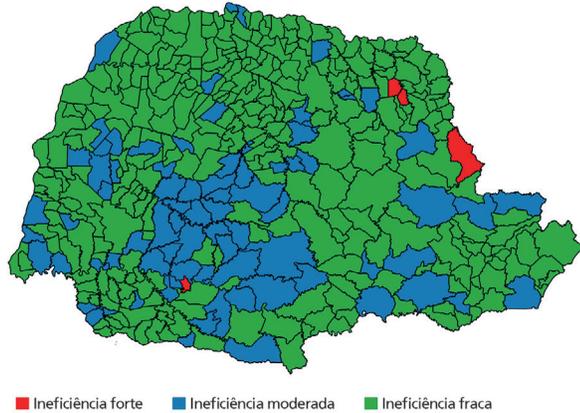
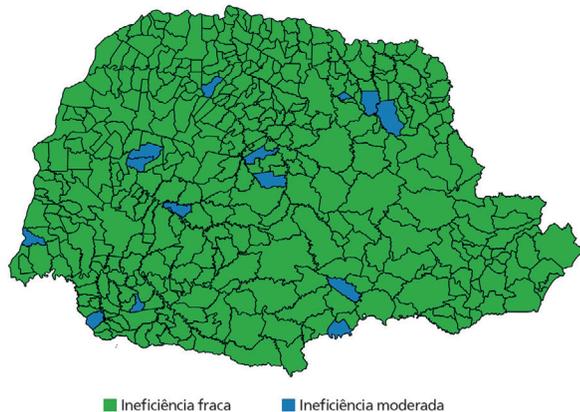


FIGURA 2B – (2010)



Fonte: Resultados da pesquisa.

Observando a figura 2, é possível perceber a melhora no índice de eficiência na geração de igualdade na distribuição de renda, na comparação do ano de 2000 com o ano de 2010, pela ótica da SFA. No ano de 2010, nenhum município foi classificado no quadrante de ineficiência forte, ou seja, o quadrante dos piores escores de eficiência (>0.6). Os municípios que em 2000 estavam classificados com ineficiência forte, em 2010, passaram a ser classificados com ineficiência fraca ($8 \geq \theta > 1$). Assim, nenhum município atingiu o máximo escore (1) no modelo SFA. A capital, Curitiba, manteve-se no quadrante de ineficiência fraca nos dois períodos.

Tendo em vista que, de 2000 para 2010, ocorreram aumentos significativos nos níveis dos insumos analisados e que o PIB *per capita* do estado do Paraná aumentou de R\$ 6.847,00 para R\$ 20.813,00, os resultados são condizentes com a maior parte da literatura e apontam para o fato de que o desempenho do nível de atividade econômica é fundamental para redução da desigualdade de renda entre as regiões.

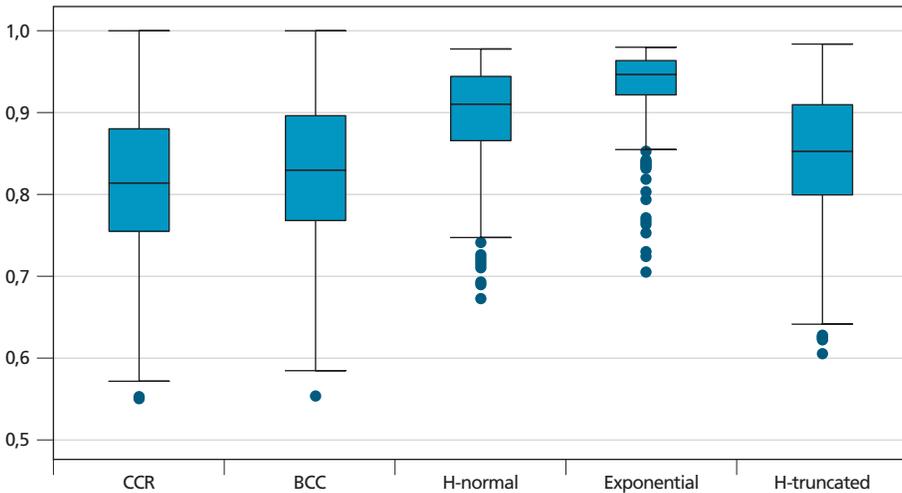
1.3 DEA versus SFA

As abordagens DEA e SFA podem ser consideradas as abordagens alternativas mais importantes a respeito de medição de eficiência e estimação de fronteiras e, além disso têm sido extensivamente estudadas e universalmente aplicadas a uma gama de contextos industriais, organizacionais e de políticas públicas. Os resultados desse tipo de análise têm o potencial para informar o governo sobre a alocação de recursos, a implementação de incentivos ou políticas adequadas acerca de um determinado contexto socioeconômico. Outros autores utilizam a comparação dos dois modelos como objeto de estudo, como, por exemplo, Cullinane, Song e Wang (2006), ao analisar o setor portuário.

Na figura 3, apresenta-se a distribuição da eficiência para as abordagens não paramétrica e paramétrica utilizadas na pesquisa. Pode se observar que as médias, representadas pela linha no centro da área cinza, são distintas entre os modelos. Os resultados estão distribuídos em quartis, 50% acima da mediana e 50% abaixo dela. As DMUs que tiveram suas distâncias maiores que a mediana em 1,5 são consideradas na figura como *outliers* (ver apêndice 2).

O coeficiente de *Spearman* varia de 0.83 a 0.99 para as abordagens, indicando coerência entre os resultados. O teste Anova para as eficiências dos cinco modelos ($F = 160.9$ para 2010) indica que as medidas de eficiência calculadas são significativamente diferentes ao nível de 5% (com um valor crítico de 2.37).

FIGURA 3
Comparação dos modelos DEA e SFA (2010)



Fonte: Resultados da pesquisa.

A abordagem DEA-CCR produz os mais baixos escores medianos de eficiência. Por outro lado, a eficiência técnica mediana derivada da aplicação da fronteira estocástica sob as pressuposições de distribuição normal, exponencial e truncada é maior do que as obtidas a partir da DEA. Ao comparar as medianas, percebe-se que os municípios com os melhores escores de eficiência nos modelos DEA-CCR e DEA-BCC continuaram com escores de eficiência expressivos nos modelos SFA (nas três versões de distribuição) (ver apêndice 1).

Cabe salientar que as duas abordagens partem de pressupostos diferentes. Como dito anteriormente, o método DEA é determinístico e os desvios em relação à fronteira de eficiência são tomados como sendo unicamente devido às ineficiências das DMUs. Além disso, os modelos DEA podem ser sensíveis a pontos discrepantes, afetando, sensivelmente, na mensuração das eficiências. Já o método SFA tem uma natureza estocástica e estima uma medida de eficiência livre dos impactos dos fatores aleatórios não controláveis pelas DMUs. No entanto, às especificações da forma funcional e distribuição de probabilidade para as eficiências são fundamentais. Nesse sentido, utilizou-se as abordagens nas várias formas no intuito de enriquecer a análise.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho objetivou analisar a eficiência na distribuição de renda nos municípios paranaenses para os anos de 2000 e 2010. Para tanto, fez-se uso das seguintes variáveis: estoque de capital (obtido a partir do consumo de energia elétrica),

despesa com educação e cultura, população economicamente ativa ocupada e expectativa de anos de estudo. Tais variáveis foram tomadas como insumos para a “produção” de igualdade de renda (medida pelo Gini transformado).

Os resultados dos modelos DEA (CCR e BCC) apontam para uma redução dos municípios classificados com ineficiência forte e, conseqüentemente, com um aumento nos municípios eficientes ou próximos a fronteira de eficiência (ineficiência fraca), no período analisado. Um aumento nos níveis de insumos e a própria evolução econômica do estado podem ser possíveis fatores explicativos para este fato.

Deve-se mencionar que, os municípios com o maior nível de “produto” condizem com os que obtiveram os melhores escores de eficiência, analisando principalmente o ano de 2010 (DEA e SFA). No entanto, cabe destacar que os municípios que utilizaram os maiores níveis de insumos não corresponderam, necessariamente, àqueles com maior escore de eficiência, ficando clara que a forma com que se alocam e administram os insumos e a forma como se conduzem as políticas econômicas e sociais são fundamentais para uma menor disparidade entre as regiões.

É preciso lembrar que usando a metodologia do DEA sempre existirão as DMUs consideradas plenamente eficientes. Isso nem sempre corresponde a um município que tenha os maiores níveis de *outputs*. Quando a dispersão dos valores dos *outputs* é pequena, como é o caso do Paraná, é possível que a eficiência média seja elevada mesmo quando os valores dos *outputs* não sejam tão altos, o que pode ser visualizado, principalmente, no ano de 2000.

O tamanho e o nível populacional do município não podem ser relacionados de forma direta com os resultados de eficiência na geração de igualdade na distribuição de renda obtidos pelos modelos. No entanto, os resultados do DEA/CCR apontaram que cerca de 70% dos municípios que obtiveram os maiores escores de eficiência no ano de 2000 tinham menos de 6 mil habitantes. Já no ano de 2010, esse número foi de 60%.

Quanto à análise da fronteira estocástica, no ano de 2000, apenas os parâmetros referentes ao estoque de capital e de despesa com educação e cultura foram significativos a pelo menos 5%. Já no ano de 2010, além do estoque de capital e da despesa com educação e cultura, o parâmetro relativo à expectativa de anos de estudo obteve significância a 5%. Os parâmetros referentes ao estoque de capital e de despesa com educação e cultura tiveram sinais negativos, indicando que outros fatores aleatórios podem estar afetando o “produto”.

Importante destacar que o modelo SFA confirmou a suavização das desigualdades de renda entre os municípios do estado do Paraná, no período analisado. Esse resultado ficou evidente na figura 2. Apesar de não apresentar escore máximo

de eficiência para nenhum município, sendo que os maiores escores foram de 0.98, os modelos SFA obtiveram as maiores médias, 0.88 para o ano de 2000 e 0.89 para 2002 (*b-normal*).

Por fim, sugere-se que outros estudos sobre o tema sejam implementados, devido à pertinência e à amplitude nas possibilidades de análise.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. Income Distribution Determinants and Public Spending Efficiency. **European Central Bank**, 2008. (Working paper n. 861).
- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. S. Formulation and estimation of stochastic frontier models. **Journal of Econometrics**, v. 6, p. 21-37, 1977.
- ALVES, Jr., J. A. **Avaliação de eficiência na aplicação de recursos educacionais em presença de condicionantes externos e efeitos aleatórios**: abordagem em três estágios. Dissertação (Mestrado) – Economia, Brasília, Universidade de Brasília, 2010.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W.; Some models for estimating technical and scale inefficiencies, in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 30, n. 9, p. 1078-1092, set. 1984.
- BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of economic growth**, v. 5, p. 5-32, 2000.
- BARROS, R.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 800).
- BARROS, R.; MENDONÇA, R. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1995. (Texto para Discussão, n. 377).
- BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. Estimation of a production frontier model: with application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v. 21, p. 169-179, 1977.
- CPS – CENTRO DE POLÍTICAS SOCIAIS. FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **A curva de Lorenz e o Índice de Gini**. [s.l.]:[s.d.]. Disponível em: <<https://goo.gl/ROaj84>>.
- CHARNES, A.; COOPER, W.; RHODES, E. Measuring the Efficiency of Decision Making Units. **European Journal of Operational Research**, v.2 (6), p. 429 - 444, 1978.

COELLI, T.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Boston, MA: Kluwer Academic Publisher, 1998.

COSTA, I. S. Eficiência técnica municipal na alocação dos gastos públicos no estado do Paraná. *In: Encontro da ANPAD*, 35. 2011, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Anpad, 2011.

CULLINANE, K. The Productivity and Efficiency of Ports and Terminals: Methods and Applications. *In: GRAMMENOS, C. T. (Ed.). The Handbook of Maritime Economics and Business*, **Informa Profissional**, London, p. 803-831, 2002.

CULLINANE, K.; SONG, D.W., JI, P.; WANG, T-F. An Application of DEA Windows Analysis to Container Port Production Efficiency, Review. **Network Economics**, v. 3, n. 2, p. 184-206, 2004.

_____. The technical efficiency of container ports: comparing data envelopment analysis and stochastic frontier analysis. **Transportation Research Part A: Policy and Practice**, p. 354-374, 2006.

DATASUS - DEPARTAMENTO DE INFORMÁTICA DO SUS/TABNET. [s.l.]:[s.d.]. Disponível em: < <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibge/censo/cnv/ginipr.def>>. Acesso em: 9 nov. 2015.

DAWSON, P. J. On testing Kuznets economic growth hypothesis. **Applied economic letters**, v. 4, p. 409-410, 1997.

DEDECCA, C. S. **A redução da desigualdade e seus desafios**. Rio de Janeiro: Ipea, 2015. (Texto para Discussão, n. 2031).

DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues. **Journal of Development Economics**, v. 57, p. 259-287, 1998.

ENGLE, R. F. Wald, Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics. *In: GRILICHES, Z.; INTRILIGATOR, M. Amsterdam: Elsevier Science*, Ch. 13, p. 775-826, 1984.

FARRELL, M. The Measurement of Productive Efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 120, p. 253-281, 1957.

FERREIRA, C. M. C.; GOMES, A. P. **Introdução à análise envoltória de dados: teoria, modelos e aplicações**. Viçosa: Editora UFV, 2009.

FIELDS, G. S.; JAKUBSON, G. H. **New Evidence on the Kuznets Curve**. [s.l.]: Cornell University, 1994.

FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S.; YAISAWARNG, S. Accounting for environmental effects and statistical noise in data envelopment analysis. **Journal of Productivity Analysis**, v. 17, n. 1-2, p. 157-174, 2002.

GRIGOLI, F. A Hybrid approach to the estimating the efficiency os public spending on education in emerging and developing economies. **IMF Working Paper**, WP/14/19, jan. 2014.

HSING, Y.; SMITH, D. Kuznets inverted-U hypothesis revisited. **Applied economic letters**, p. 111-113, 1994.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo 2000**. Disponível em: <goo.gl/axQCt0>. Acesso em: 10 nov. 2015.

_____. **Censo 2010**. Disponível em: <https://goo.gl/rvcW05>. Acesso em: 10 nov. 2015.

IPARDES – INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Base de dados do Estado**. [s.l.],[s.d.]. Disponível em: <https://goo.gl/y68jgZ>. Acesso em: 10 nov. 2015.

JANNUZZI, P. M. Considerações sobre o uso, mau uso e abuso dos indicadores sociais na formulação e avaliação de políticas públicas municipais. **Revista do Serviço Público**, Brasília, abr-jun, 2005.

KAYANO, J.; CALDAS, E. L. Indicadores para o diálogo. *In*: CACCIA-BAVA, S.; PAULICA, V.; SPINK, P. (Orgs.). **Novos contornos da gestão local**: conceitos em construção. Polis: Programa Gestão Pública e Cidadania/FGV – EAESP, São Paulo, 2002.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. XLV, 1955.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LAVADO, R. F.; DOMINGO, G. A. Public service spending: efficiency ena distributional impact – lessons from Asia. **ADB Economics Working paper series**, n. 435, 2015.

LIMA, G. P. P.; MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. S. Eficiência dos gastos públicos no Brasil: análise dos determinantes da pobreza. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 12, n. 2, 2013.

MARINHO, E.; SOARES, F.; BENEGAS, M. Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia, RBE**, Rio de Janeiro, out.-dez. 2004.

MCKINSEY COMPANY. **Lead local compete global**: unlocking the growth potential of Australian regions. Office of Regional Development, Department of Housing and Regional Development, Canberra, 1994.

MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **Internation Economic Review**, n. 18, p. 435-444, 1977.

OGWANG, T. Inter-country inequality in human development indicators. **Applied economic letters**, v. 7, n. 7, p. 443-446, 2000.

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Desigualdade é maior dentro das cidades. 2004**. Disponível em: < <http://www.pnud.org.br/Noticia.aspx?id=56>>.

_____. **Humanity divided: confronting inequality in developing countries. 2014** Disponível em: <<https://goo.gl/6U1Zyd>>.

QUINTELA, M. C. A. **Gasto público social dos estados brasileiros: um estudo sobre a ótica da eficiência técnica. 2011**. Tese (Doutorado) – Economia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, 2011.

RECH, A. T.; COMUNELLO, A. L.; GODARTH, K. A. L. Análise da eficiência dos gastos públicos na educação fundamental dos municípios do sudoeste do estado do Paraná. *In: Encontro da ANPAD*, 38., 2014, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Anpad, 2014.

RIBEIRO, M. B. Desempenho e eficiência do gasto público: uma análise comparativa do Brasil em relação a um conjunto de países da América Latina. **Finanças Públicas**, XIII Prêmio Tesouro Nacional, 2008.

SAVIAN, M. P. G.; BEZERRA, F. M. Análise de eficiência dos gastos públicos com educação no ensino fundamental no estado do Paraná. **Economia & Região**, v.1, n.1, p. 26-47, jan.-jul. 2013.

STN – SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL. **Finanças municipais – Finbra. 2013**. Disponível em: <<https://goo.gl/x2d6Bl>>.

SIEDENBERG, D. R. Indicadores de desenvolvimento socioeconômico: uma síntese. **Desenvolvimento em Questão**, v. 1, n. 1, p. 45-71, 2003.

SOUZA, R. C. de; GARCIA, F.; PIRES, J. O. Os efeitos da evolução da PTF sobre a dinâmica da distribuição de renda. *In: Encontro Nacional de Economic*, 32., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004.

SYLVESTER, K. Income inequality, education expenditures and growth. **Journal of development economics**, v. 63, n. 2, p. 379-398, 2000.

TONGZON, J. L. Efficiency measurement of selected Australian and other international ports using data envelopment analysis. **Transportation Research, Part A**, v. 35, p. 113-128, 2001.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Escores de eficiência dos 30 municípios mais eficientes (2000)

| Municípios | tnormal | Exp. | hnormal | DE-CCR | DEA-BCC | Eficiência de escala | Retornos de escala |
|---------------------------|---------|------|---------|--------|---------|----------------------|--------------------|
| Fazenda Rio Grande | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Foz do Jordão | 0.83 | 0.87 | 0.80 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Inajá | 0.96 | 0.96 | 0.95 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Iracema do Oeste | 0.94 | 0.95 | 0.93 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Ivaté | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Jaboti | 0.93 | 0.94 | 0.92 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Kaloré | 0.95 | 0.96 | 0.94 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Maria Helena | 0.97 | 0.97 | 0.96 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Maripá | 0.95 | 0.96 | 0.94 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Nossa Senhora das Graças | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Nova Santa Bárbara | 0.82 | 0.85 | 0.79 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Novo Itacolomi | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Paçandu | 0.98 | 0.98 | 0.98 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Santana do Itararé | 0.92 | 0.93 | 0.89 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| São João do Caiuá | 0.95 | 0.96 | 0.94 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Bela Vista da Caroba | 0.95 | 0.96 | 0.94 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Bom Jesus do Sul | 0.94 | 0.95 | 0.92 | 0.99 | 1.00 | 0.99 | <i>crecente</i> |
| Itaúna do Sul | 0.93 | 0.94 | 0.91 | 0.97 | 1.00 | 0.97 | <i>crecente</i> |
| Sarandi | 0.98 | 0.98 | 0.98 | 0.97 | 0.99 | 0.98 | <i>decrecente</i> |
| Florestópolis | 0.98 | 0.98 | 0.98 | 0.97 | 1.00 | 0.97 | <i>decrecente</i> |
| Rancho Alegre D'Oeste | 0.96 | 0.97 | 0.96 | 0.97 | 0.97 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Cafeara | 0.96 | 0.96 | 0.95 | 0.95 | 0.96 | 0.99 | <i>decrecente</i> |
| Abatiá | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 0.94 | 0.98 | 0.95 | <i>decrecente</i> |
| Itambaracá | 0.96 | 0.96 | 0.95 | 0.94 | 0.96 | 0.98 | <i>decrecente</i> |
| Pitangueiras | 0.96 | 0.97 | 0.96 | 0.93 | 1.00 | 0.94 | <i>decrecente</i> |
| Campo do Tenente | 0.95 | 0.96 | 0.94 | 0.93 | 0.93 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Cornélio Procópio | 0.92 | 0.94 | 0.90 | 0.93 | 1.00 | 0.93 | <i>crecente</i> |
| Flórida | 0.96 | 0.96 | 0.96 | 0.92 | 0.96 | 0.96 | <i>decrecente</i> |
| Santa Terezinha de Itaipu | 0.90 | 0.92 | 0.87 | 0.92 | 0.92 | 1.00 | <i>constante</i> |
| Almirante Tamandaré | 0.97 | 0.97 | 0.96 | 0.92 | 0.93 | 0.99 | <i>decrecente</i> |

(Continua)

(Continuação)

| Municípios | tnormal | Exp. | hnormal | DE-CCR | DEA-BCC | Eficiência de escala | Retornos de escala |
|--------------------------|---------|------|---------|--------|---------|----------------------|--------------------|
| Ariranha do Ivaí | 0.94 | 0.97 | 0.96 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Campo Magro | 0.96 | 0.97 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Corumbataí do Sul | 0.90 | 0.96 | 0.94 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Florestópolis | 0.98 | 0.98 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Itaperuçu | 0.95 | 0.97 | 0.96 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Itaúna do Sul | 0.95 | 0.97 | 0.96 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Lobato | 0.98 | 0.98 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Nossa Senhora das Graças | 0.98 | 0.98 | 0.98 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Nova Aliança do Ivaí | 0.97 | 0.98 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Pérola | 0.96 | 0.97 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Santa Inês | 0.94 | 0.97 | 0.96 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Sarandi | 0.97 | 0.98 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Tamboara | 0.97 | 0.98 | 0.97 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Nova América da Colina | 0.96 | 0.97 | 0.96 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Uniflor | 0.95 | 0.97 | 0.96 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | constante |
| Kaloré | 0.92 | 0.96 | 0.95 | 0.99 | 1.00 | 0.99 | crecente |
| Pitangueiras | 0.98 | 0.98 | 0.97 | 0.99 | 1.00 | 0.99 | decrecente |
| Marilena | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 0.99 | 0.99 | 1.00 | constante |
| Japurá | 0.97 | 0.98 | 0.97 | 0.99 | 0.99 | 0.99 | crecente |
| Santo Antônio do Caiuá | 0.96 | 0.97 | 0.97 | 0.99 | 0.99 | 1.00 | constante |
| Paiçandu | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 0.98 | 1.00 | 0.98 | crecente |
| Floresta | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 0.98 | 0.99 | 0.99 | crecente |
| Pinhalão | 0.96 | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 0.98 | 1.00 | constante |
| Santa Amélia | 0.91 | 0.96 | 0.94 | 0.97 | 1.00 | 0.97 | crecente |
| Leópolis | 0.95 | 0.97 | 0.96 | 0.96 | 1.00 | 0.96 | crecente |
| Salto do Itararé | 0.87 | 0.95 | 0.92 | 0.96 | 0.98 | 0.99 | decrecente |
| Itambé | 0.97 | 0.97 | 0.97 | 0.96 | 0.96 | 1.00 | constante |
| Flórida | 0.93 | 0.97 | 0.95 | 0.96 | 0.96 | 1.00 | constante |
| Itaguajé | 0.91 | 0.96 | 0.94 | 0.96 | 1.00 | 0.96 | crecente |
| Lidianópolis | 0.91 | 0.96 | 0.95 | 0.96 | 0.97 | 0.98 | decrecente |

Fonte: Resultados da pesquisa.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Estatística descritiva de todos os modelos (2010)

| | <i>tnormal</i> | <i>exponential</i> | <i>hnormal</i> | <i>CCR-DEA</i> | <i>BCC-DEA</i> |
|---------------|----------------|--------------------|----------------|----------------|----------------|
| Média | 0.849 | 0.933 | 0.897 | 0.814 | 0.828 |
| Erro-padrão | 0.004 | 0.002 | 0.003 | 0.005 | 0.005 |
| Mediana | 0.851 | 0.946 | 0.909 | 0.813 | 0.829 |
| Desvio-padrão | 0.077 | 0.044 | 0.059 | 0.095 | 0.100 |
| Variância | 0.006 | 0.002 | 0.003 | 0.009 | 0.010 |
| Curtose | -0.095 | 6.242 | 1.190 | -0.247 | -0.372 |
| Assimetria | -0.456 | -2.250 | -1.121 | -0.124 | -0.074 |
| Intervalo | 0.378 | 0.274 | 0.304 | 0.452 | 0.447 |
| Mínimo | 0.605 | 0.705 | 0.673 | 0.548 | 0.553 |
| Máximo | 0.983 | 0.979 | 0.977 | 1 | 1 |
| Soma | 334.335 | 367.658 | 353.438 | 320.663 | 326.396 |
| Contagem | 394 | 394 | 394 | 394 | 394 |

Fonte: Dados da pesquisa.

