

DESIGUALDADE DE RENDA E EFICIÊNCIA DA PRODUÇÃO DE SAÚDE NO ESTADO DA BAHIA

Income Inequality and Efficiency of Health Production in the State of Bahia

Maria Izabel Dos Santos

Economista (UFG). Mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e membro do Grupo de Pesquisas em Economia Aplicada da UFBA. izabel.bell@outlook.com

Gervásio F. Santos

Economista (UEM). Professor Adjunto do Departamento de Economia, do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE) da UFBA e membro do Grupo de Pesquisas em Economia Aplicada da UFBA. gervasiofsantos@gmail.com

Resumo: O objetivo desse trabalho é estimar a eficiência técnica da produção de saúde e sua respectiva relação com o nível de desigualdade de renda, tomando como estudo empírico os municípios do estado da Bahia, utilizando o instrumental de análise de fronteira estocástica em painel. O trabalho baseou-se nas formulações teóricas da Economia da Saúde para investigar os determinantes da saúde e da ineficiência proveniente da sua produção. No entanto, o trabalho analisa uma relação específica presente na literatura, entre desigualdade de renda e eficiência na produção de saúde. Para atingir o objetivo proposto utilizou-se a abordagem de fronteira estocástica de produção aplicada a um banco de dados em painel contendo todos municípios do estado da Bahia. Os resultados mostraram que a eficiência da produção de saúde se manteve basicamente constante entre 2005 e 2009, entretanto em 2010 atingiu o seu menor índice na grande maioria dos municípios avaliados. Os municípios mais populosos, com maior renda per capita e que investiram mais recursos públicos em saúde foram mais eficientes no último ano. A desigualdade de renda, não foi estatisticamente significativa, indicando que esta variável não é um fator determinante para explicar os diferentes níveis de eficiência de saúde a nível municipal.

Palavras-chave: Saúde pública; Gasto público; Fronteira estocástica; Heterogeneidade.

Abstract: The aim of this study is to estimate the technical efficiency of health production in the municipalities of the state of Bahia while analyzing their respective relationship with the level of income inequality present in these municipalities. The work was based on theoretical formulations of Health Economics to investigate the determinants of health and the efficiency of health production. In order to achieve the proposed aim, the stochastic frontier production model was applied to a panel data set including all municipalities of the state of Bahia. The results showed that the efficiency of the health production remained essentially constant between 2005 and 2009, however it reached its lowest level in most municipalities in 2010. The most populous municipalities with the higher income per capital who invested the most resources in public health were more efficient in the last year. Income inequality was not statistically significant, indicating that this variable is not a determining factor to explain the difference in health efficiency between municipalities.

Keywords: Public health; Public spending; Stochastic frontier; Heterogeneity.

1 INTRODUÇÃO

O debate acerca da efetividade da participação do governo no setor de saúde tem motivado diversos estudos dedicados a investigar a eficiência dos sistemas de saúde em diferentes contextos. A partir dessa concepção, a saúde do ponto de vista coletivo, tem sido retratada como um bem o qual deveria ser produzido de forma eficiente. Sem embargo, essa concepção microeconômica, nem sempre tem sido bem definida nestes trabalhos. Dentre os principais trabalhos nessa literatura destacam-se Gupta, Honjo e Verhoeven (1997), Murray e Frenk (1999) Evans et al., (2000), Afonso et al., (2003), Greene (2004), entre outros. No Brasil, destacam-se os trabalhos de Marinho (2003), Piola (2006), Santos (2008) e Varela, Martins e Fávero (2010). A análise cronológica desses trabalhos mostra o esforço que tem sido feito no sentido de aprimorar as técnicas de mensuração da eficiência técnica de sistemas de saúde. Os maiores problemas enfrentados pelos pesquisadores dessa área estão relacionados à escolha das variáveis e às técnicas de estimação que podem variar de não paramétricas a paramétricas. A escolha *ad hoc* das variáveis e das técnicas de estimação podem afetar significativamente os resultados obtidos, dificultando a comparação entre os diferentes trabalhos realizados com o mesmo fim.

O estado da Bahia apresenta o quarto maior número de municípios entre os estados brasileiros. Devido à grande extensão territorial do estado, às diferentes fronteiras, biomas e climas, esses municípios refletem aspectos culturais, geográficos, sociais e econômicos que podem ser muito diferentes entre si. A análise da situação da saúde revela um cenário também muito diversificado. O perfil de gastos públicos com saúde executados pelos municípios do estado da Bahia também se revela bastante heterogêneo. Essas questões podem estar associadas à presença de fatores de heterogeneidade, que podem estar afetando não somente a receita, mas a produção de saúde nesses municípios comprometendo os seus níveis de investimento. Esta situação associada a outros fatores, também pode afetar o nível dos indicadores de saúde.

Nesse sentido, os dados do Censo Demográfico de 2010 mostraram que o estado da Bahia apresenta o 6º maior nível de desigualdade de renda do Brasil, medido pelo índice de Gini, igual a 0,62. A relação entre o *status* de saúde agregado e a desi-

gualdade de renda tem motivado muitos trabalhos na literatura sobre economia da saúde. O trabalho de Mendes (2006), por exemplo, mostrou que a elevada desigualdade de renda pode resultar em um gasto público de baixa eficiência. Greene (2004), em seu estudo para países concluiu que a desigualdade de renda é estatisticamente significativa na explicação das variações na eficiência da produção de saúde. Diante dessas evidências empíricas, esse artigo se propõe a responder o problema de pesquisa: A desigualdade de renda aumenta a ineficiência da saúde nos municípios do estado da Bahia?

Para dar resposta ao presente problema de pesquisa, será utilizada a metodologia de fronteira estocástica com um banco de dados em painel. Assim, o objetivo geral do trabalho é estimar a eficiência técnica da produção de saúde nos municípios do estado da Bahia e analisar sua respectiva relação com o nível de desigualdade de renda presente nesses municípios. Cabe ressaltar que o trabalho procura ampliar a tradicional análise de eficiência, a partir da introdução do efeito da desigualdade de renda sobre a eficiência da produção. Isso implicará não apenas em uma evolução metodológica, mas também permitirá incluir outros elementos teóricos na análise de eficiência. A hipótese levantada no presente trabalho é que a desigualdade de renda afeta negativamente a eficiência da produção de saúde nos municípios do estado da Bahia.

Esse artigo está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A próxima seção traz uma exposição do cenário da saúde no estado da Bahia a partir da análise de alguns indicadores de saúde, bem como da evolução dos investimentos em saúde e da desigualdade de renda. A terceira seção apresenta os dados e o modelo empírico. Os principais resultados, bem como as estimações dos diferentes modelos teóricos propostos e o ranking são apresentados na quarta seção. Por fim, a última seção encerra o estudo com as considerações finais.

2 SAÚDE, EXPECTATIVA DE VIDA, GASTOS PÚBLICOS COM SAÚDE E DESIGUALDADE DE RENDA NO ESTADO DA BAHIA

O estado da Bahia é o maior da região Nordeste e o quinto maior do país em extensão territorial, correspondente a 6,64% da área total do Brasil. Do

total de sua área, 564.692,67 km², 69% encontra-se na região semiárida (SEI, 2013). Esta região do Brasil é marcada por grandes desigualdades sociais. Segundo o Ministério da Integração Nacional, mais da metade (58%) da população pobre do país vive na região semiárida. No estado da Bahia, dos seus 417 municípios, 265 estão localizados nessa região, o que explica em parte, os baixos indicadores de saúde nesse estado. Com uma população de 15,2 milhões de habitantes, estimados para 2015, e sendo a 7ª maior economia do Brasil e a maior do Nordeste. O estado se constitui em um interessante objeto de estudo, tendo em vista sua capacidade de incluir em um mesmo espaço duas forças paradoxais, crescimento econômico associado a baixos indicadores sociais e de saúde.

O estado da Bahia está entre os estados que mais aumentaram a média da expectativa de vida dentre todos os estados brasileiros. Mas, apesar desse incremento, o estado da Bahia ainda está entre aqueles que possuem os menores indicadores nesse quesito. Isso indica que a situação da saúde de sua população melhorou com relação às duas décadas anteriores, mas esse avanço não foi suficiente para que o estado da Bahia deixasse de participar do grupo que possui as piores médias de expectativas de vida no Brasil. O estado da Bahia também é muito diversificado no que tange aos resultados da expectativa de vida. Segundo dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), a expectativa de vida de sua população residente em 2010 era de cerca de 72 anos, colocando o estado abaixo da média do Brasil (73,51 anos), mas quando se observa cada município separadamente, é possível verificar que em alguns municípios do estado possuem expectativa de vida similar a dos municípios da região Sul do País, por exemplo, a capital Salvador (75,10 anos), Lauro de Freitas (74,61 anos), Itaparica (74,56 anos), Luis Eduardo Magalhães (74,53 anos) e Candeias (74,39 anos) (PNUD, 2013).

No que se refere aos gastos com saúde em relação ao PIB, este indicador apresentou um aumento considerável entre 2000 e 2010 no estado da Bahia. Na média, os gastos públicos com saúde executados pelos municípios do estado da Bahia passaram de 3,77% para 5,53% do PIB. Foi possível observar que os municípios com nível de gastos superior a 10% do PIB, por exemplo, apresentaram expectativa de vida média muito inferior a de municípios que se situam na média

de gastos (4%). Observou-se também que municípios maiores, aqueles com mais de 200 mil habitantes (Camaçari (0,84%), Feira de Santana (2,59%), Ilhéus (2,61%), Itabuna (1,69%), Juazeiro (4,18%), Salvador (2,23%), Vitória da Conquista (3,21%)) gastam menos de 5% do PIB com saúde. Em contrapartida, municípios com menos de 5 mil habitantes, por outro lado, gastam em média 7% do PIB com saúde (Contenda do Sincorá (9,19%), Lafaiete Coutinho (8,94%) Dom Macedo Costa (8,43%), Gavião (8,35%). Isso indica que a escala pode influenciar o nível de gasto do município, favorecendo o gasto ineficiente no caso dos municípios de pequeno porte.

Diferentemente do que ocorre no caso da comparação entre países, nos municípios a expectativa de vida e o gasto com saúde parecem se relacionar de maneira inversa, ou seja, quanto maior o gasto, menor será a expectativa de vida. Essa situação indica que deve haver simultaneidade entre essas variáveis. Assim, o gasto mais elevado em regiões com baixa expectativa de vida pode ser um esforço para tentar reverter essa situação. Esta é uma conclusão importante, pois é cada vez mais comum na literatura econômica aplicar modelos que foram desenvolvidos a partir da observação de países à amostras mais desagregadas (como por exemplo, estados, municípios, estabelecimentos). Isso pode ocasionar resultados diferentes do previsto pela teoria. Tendo em vista estes aspectos, a análise prévia do comportamento dos dados da amostra é fundamental para que a interpretação dos resultados do modelo seja feita de forma coerente com a realidade do objeto de estudo em questão.

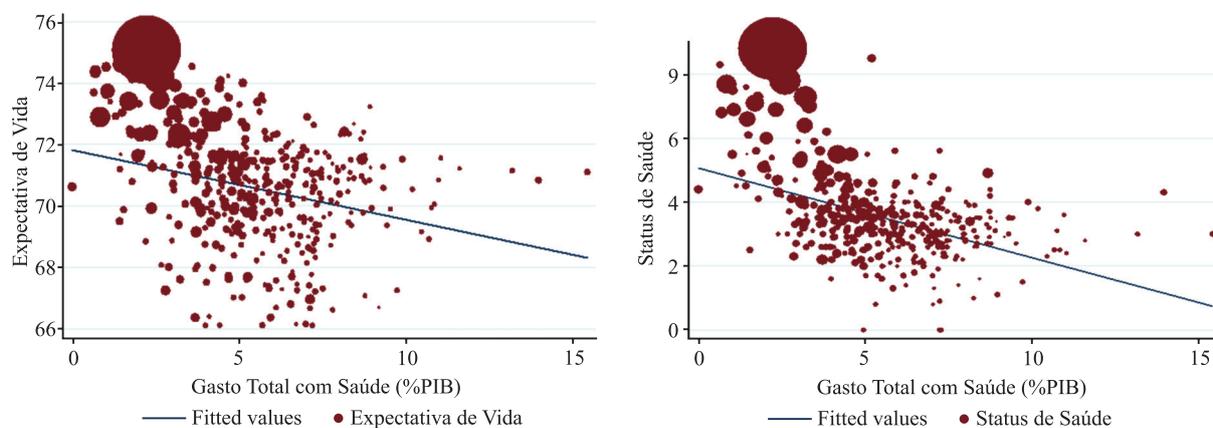
Em 2010, Salvador investiu o equivalente a 2,23% do PIB em saúde e alcançou uma expectativa de vida média igual a 75,1 anos, a mais alta do Estado. Esse nível de investimento é relativamente baixo quando comparado aos demais municípios. A justificativa se dá, em parte, pelo fato de Salvador possuir o maior PIB em termos absolutos. Os possíveis efeitos de escala inerentes aos investimentos em saúde também devem ser considerados. Já o município de Luis Eduardo Magalhães destaca-se por ter sido aquele que mais se destacou fora da Região Metropolitana de Salvador (RMS). Este alcançou a maior expectativa de vida da Região do Extremo Oeste Baiano, 74,53 anos, tendo investido em saúde apenas 1,02% do seu PIB em 2010. Os dados mostram

assim, que níveis de investimento relativamente baixos em saúde parecem estar associados à faixa mais elevada de expectativa de vida. No entanto, a expectativa de vida associada a outros fatores socioeconômicos também pode afetar o nível de renda, os impostos e assim os investimentos em saúde. Assim, a caracterização de uma relação causal entre a expectativa de vida e nível de gastos se torna ainda mais complexa.

A Figura 1 apresenta a expectativa de vida em relação entre investimento público em saúde como proporção do PIB e em seguida o IFDM-saúde, doravante “status de saúde”, e o investimento público

em saúde como proporção do PIB. O status de saúde, variável que será utilizada como *produto* nesse trabalho, é um indicador da qualidade de saúde que varia entre 0 e 1 e sua interpretação é similar a do indicador de saúde do IDH (longevidade) que busca sintetizar as condições de saúde e salubridade do local. A relação entre essas duas variáveis e os gastos com saúde é bastante similar. Apesar de no segundo caso ela ser mais bem definida. Esta evidência corrobora mais uma vez a hipótese de que na análise municipal, diferentemente do caso de países, a saúde está inversamente relacionada com os investimentos públicos na área de saúde.

Figura 1 – Expectativa de Vida, Status de Saúde e Gasto Público com Saúde (% PIB), municípios do estado da Bahia – 2010



Fonte: elaborada pelos autores com dados da PNUD (2013), FIRJAN (2013) e BRASIL (2012).
 Nota: Círculos ponderados pela população residente.

Os dados apresentados até aqui revelam um cenário bastante heterogêneo no qual municípios com características sociodemográficas semelhantes apresentaram resultados controversos no que concerne à expectativa de vida, ao status de saúde e ao nível de gastos. Ademais, através da análise gráfica foi possível verificar que a relação esperada entre gastos públicos com saúde e status de saúde é inversa para o caso dos municípios aqui analisados. Estes fatores levam à hipótese de que pode haver heterogeneidade latente nos dados e que esta deve ser considerada na estimação dos indicadores de eficiência. Um indicador considerado importante na avaliação da qualidade da oferta de saúde é a desigualdade de renda da unidade tomadora de decisão (UTD) que se está avaliando. Como defendido por Mendes (2006), em uma sociedade mais desigual o governo encontra mais dificuldade em se chegar a um consenso, pois tem que governar

para todos os grupos. Neste caso, a tendência é que o gestor público opte pelo *second best*, no que tange as políticas de redução das desigualdades, o que pode resultar em uma solução não eficiente no sentido de Pareto.

Assim, em um contexto de elevada desigualdade de renda, as políticas de combate à redução da pobreza e redução das desigualdades tendem a não ser eficientes devido a sua própria natureza. Nesse sentido, cabe ressaltar que o estado da Bahia é o maior beneficiário do Programa Bolsa Família em termos de número de famílias. De acordo com dados do Caixa Econômica Federal (CEF) até fevereiro de 2013, mais de 1,7 milhões de famílias eram atendidas por programas sociais de transferência de renda no estado da Bahia. Esse número equivale a cerca de 45% de todas as famílias residentes no estado da Bahia. Esse grande número de famílias de baixa renda está atrelado ao visível

quadro de desigualdade de renda presente no estado. Apesar da sensível melhora em 2010, verifica-se que, na maioria dos municípios, o índice de concentração de renda é superior a 0,55, tornando este estado um dos mais desiguais do Brasil.

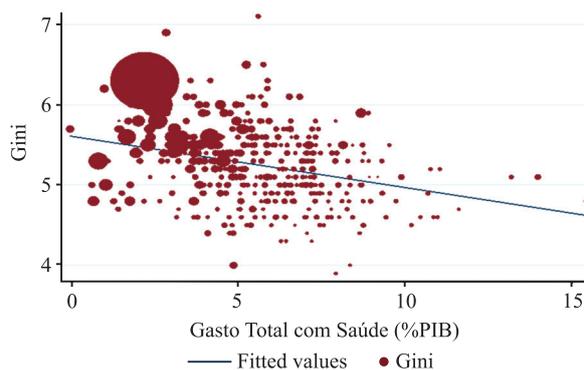
A desigualdade de renda é maior nos municípios situados no extremo oeste do estado, sobretudo nos municípios que fazem fronteiras com outros estados. Uma explicação possível para essa situação é o elevado número de extremamente pobres que habitam essa região. Igualmente, essa região abriga uma grande parte das pessoas que fazem parte do décimo mais rico, com as maiores médias de renda *per capita* do estado. Essa mesma situação também pode ser observada na Região Metropolitana de Salvador (RMS) (PNUD, 2013). Por outro lado, os municípios situados no sudoeste do estado, em sua maioria, são menos desiguais que os demais. Nessa região existe um grande número de municípios que diminuíram significativamente a desigualdade de renda entre os anos de 2000 e 2010. Não por acaso, também nesse período houve uma redução do percentual de pessoas extremamente pobres na região (PNUD, 2013).

A Figura 2 apresenta a relação entre o índice de Gini e o gasto público com saúde como percentual do PIB para os municípios do estado da Bahia. Nela é possível observar uma relação negativa entre essas duas variáveis, o que indica que quanto maior a desigualdade de renda nestes municípios menores serão os investimentos públicos em saúde. Observa-se também que a desigualdade é maior entre os municípios mais populosos. Os municípios menores, por outro lado, são menos desiguais no aspecto de renda e são os que gastam mais com saúde proporcionalmente ao PIB. Essa relação pode indicar que uma elevada parcela dos gastos totais com saúde deve estar associada aos dispêndios privados naqueles municípios de maior população. Em contrapartida, nos municípios de pequeno porte, a maior parcela do investimento em saúde deve estar sob a responsabilidade do setor público. Essa suposição pode se sustentar haja vista que em uma sociedade desigual, aqueles que possuem condição financeira suficiente para garantir seus direitos básicos financiarão suas necessidades, independente da participação do governo.

De acordo com Ravallion (2003) a maior desigualdade de renda deve estar associada aos indicadores sociais mais baixos, o que viria a contribuir,

para o aumento do que ele denominou “ineficiência social”. O autor afirma que o conjunto de combinações viáveis de produtos sociais e níveis de renda e gastos sociais em qualquer economia é quase certamente cheio de não convexidades (“buracos”) decorrentes de limitações reais sobre o que os governos podem e não podem fazer.

Figura 2 – Índice de Gini e gasto com saúde (%PIB), municípios do estado da Bahia – 2010



Fonte: elaborada pelos autores com dados da PNUD (2013) e BRASIL (2012).

Nota: Círculos ponderados pela população residente.

A não especificação de quais dessas restrições seriam consideradas obrigatórias para avaliar a “eficiência social”, ou seja, a eficiência de um indicador social, torna difícil a obtenção de indicadores que façam sentido. Seguindo esse raciocínio, a análise mais detalhada do termo de ineficiência em modelos econométricos de análise de fronteira, e das variáveis a este relacionadas, é um passo fundamental para corroborar a consistência dos resultados alcançados, evitando, assim, a super ou subestimação da eficiência.

3 METODOLOGIA E DADOS

Este trabalho utiliza o modelo básico de fronteira estocástica que foi proposto inicialmente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Van den Broeck (1977). Este modelo foi motivado pela ideia de que os desvios da fronteira de produção podem não estar inteiramente sob o controle das firmas que estão sendo estudadas, como por exemplo, uma praga que afeta a produção de uma lavoura (GREENE, 2008). Essa é a ideia que caracteriza o modelo de fronteira estocástica $y_i = f(x_i)ET_i e^{v_i}$, em que ET_i é a eficiência técnica e v_i é um termo

irrestrito e envolve a mensuração dos erros, qualquer outro ruído estatístico, e variação aleatória da fronteira entre as unidades de produção. Esse modelo pode ser reescrito como $\ln y_i = \alpha + \beta^T x_i + v_i - u_i = \alpha + \beta^T x_i + \varepsilon_i$. Nessa composição, $u_i > 0$ mas pode assumir qualquer valor. A distribuição simétrica, tal como a distribuição normal, é geralmente assumida para v_i . Desse modo, a fronteira estocástica é $\alpha + \beta^T x_i + v_i$, e u_i representa a ineficiência.

O objetivo final no modelo de fronteiras estocásticas é construir uma estimativa de u_i ou pelo menos de $u_i - \min_j u_j$. Para tanto, precede ao cálculo da ineficiência computar os parâmetros de tecnologia, α , β , σ_u e σ_v (e quaisquer outros parâmetros). Essa etapa é fundamental e qualquer inconsistência nessas estimativas pode implicar em graves problemas para o componente de ineficiência de ε_i , que é u_i . A estimação dos parâmetros tecnológicos e a modelagem econométrica de u_i podem ser realizadas a partir da técnica de máximo verossimilhança (GREENE, 2008).

Tendo em vista o objetivo principal desse trabalho, a função de produção a ser analisada será composta de uma variável que mensura a qualidade ou o status da saúde (S) da população, medida aqui pelo subíndice de saúde da Firjan (variável dependente) que é regredida contra um grupo de variáveis explicativas dentre as quais se destacam a variável que mede o volume de gastos com saúde (DS) executado pelos municípios e uma variável que mede a qualidade da educação (Educ) da população desse mesmo município. A base de dados utilizada comporta informações dos 417 municípios do estado da Bahia, analisados no período de 2005 a 2010. Os principais dados foram extraídos do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (Siops) e da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan). No trabalho também constam dados do Atlas do Desenvolvimento Humano (ADH) do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do World Health Organization (WHO) e da Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI).

As variáveis Saúde (S) e Educação (Educ) foram retiradas da base de dados do Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal. As variáveis Despesas com Saúde (DS), Despesas com saúde *per capita* (DSpc) e população foram extraídas da base de dados do Siops. A variável *dummy* clima (Cli-

ma), a variável *dummy* que indica se o município faz ou não parte da Região Metropolitana de Salvador (RMS), e as variáveis Produto Interno Bruto (PIB) e PIB *per capita* foram retiradas da base de dados da Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI). A variável que indica o Índice de Desigualdade de Gini (Gini) foi extraída do Atlas de Desenvolvimento Humano (Pnud).

A variável Gini para os municípios brasileiros só está disponível para os anos em que é realizado o censo da população. Por esta razão, e tendo em vista o modelo teórico mencionado na seção anterior, os valores utilizados são referentes apenas ao ano de 2010. O mesmo é válido para a variável PIB, que apesar de estar disponível para todos os anos avaliados, neste trabalho considerou-se somente o ano de 2010, devido ao fato de o modelo em que essas variáveis serão utilizadas, assumir que os efeitos de heterogeneidade observável não variam ao longo do tempo.

As variáveis financeiras Produto Interno Bruto (PIB), Produto Interno Bruto *per capita* (PIBpc), Despesa Pública Total com Saúde (DS) e Despesa Pública *per capita* (DSpc) foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna¹ (IGP-DI) da Fundação Getulio Vargas (FGV). A amostra consta de dados anuais dos 417 municípios observados ao longo de um painel de dados (desbalanceado) de 6 anos (2005-2010). Como nem todos os municípios dispunham de todas as variáveis em todos os anos analisados, as observações que não apresentaram dados foram excluídas e as utilizadas efetivamente totalizaram 2.488 observações. Sobre as variáveis de interesse foram aplicadas transformações logarítmicas, construídas variáveis multiplicativas e variáveis *dummy* com o intuito de avaliar fatores ambientais e qualitativos. Para viabilizar a estimação dos modelos Cobb-Douglas e translog as variáveis Saúde e Educação foram modificadas. Dado que ambas são indicadores que variam entre 0 e 1, optou-se por adicionar uma unidade (+1) a cada uma delas a fim de evitar logaritmos negativos. As variáveis de Despesa com Saúde (DS e DSpC) e População (POP e Denpop) também foram utilizadas em forma logarítmica. As primeiras pela exigência dos modelos estimados, as segunda (variáveis de controle) pelo fato de a forma logarítmica se adequar melhor à grandeza das demais variáveis. Finalmente, foi utilizada a variável Ano para captar a tendência.

¹ Base agosto 1994 = 100.

3.1 Modelo empírico

Considere que o processo de provisão de serviços de saúde a nível municipal seja dado pela seguinte função:

$$Saúde_{it} = f(despesas\ saúde_{it},\ educação_{it},\ população_{it},\ clima_{it},\ ano) \quad (1)$$

A suposição de que um processo de otimização em que os agentes maximizam a produção de saúde utilize apenas dois insumos é discutível. No entanto, dado que não existe nenhum consenso teórico acerca da especificação da fronteira de produção para saúde agregada, a função de produção a ser estimada está pautada nos trabalhos de Evans et al., (2000) e Greene (2004) para se ter uma base de comparação na literatura. Desse modo, serão testadas e comparadas duas especificações funcionais: a Cobb-Douglas e a translog. Esses modelos são os mais utilizados na literatura de aplicações em fronteira estocástica e estimação da ineficiência econométrica. Com base nessas especificações, as funções a serem estimadas neste trabalho serão:

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta_1 \ln DS_{it} + \beta_2 \ln EDUC_{it} + \ln POP_i + CLIMA_i + ANO + v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

Função Cobb Douglas

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta_1 \ln DS_{it} + \beta_2 \ln EDUC_{it} + \beta_3 \ln^2 DS_{it} + \beta_4 \ln^2 EDUC_{it} + \beta_5 (\ln DS_{it} * \ln EDUC_{it}) + CLIMA_i + ANO + v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

Função Translog

Considere agora os seguintes vetores

$$x_{it} = \ln DS_{it}, \ln EDUC_{it} \quad (4.a)$$

$$z_{ip} = CLIMA_i, \ln POP_i, ANO \quad (4.b)$$

$$z_{ie} = GINI_i, \ln PIBpc_i, RMS_i \quad (4.c)$$

Os vetores (4.b) e (4.c) são invariantes no tempo. Isso significa que somente o produto e os insumos, ou seja o vetor 4.a, são mensurados em todos os anos. Logo, assumindo que a produção está condicionada apenas a z_{ip} , o outro vetor de co-variáveis entrará apenas no modelo de eficiência.

O tipo de clima (Clima) do município e o tamanho da população (POP) são variáveis menos relacionadas à produção de saúde do que as outras variáveis. Desse modo, podem ser interpretadas naturalmente como parâmetros de mudança na função de produção. Nesse contexto, serão estimados os seguintes modelos:

Modelo *pooled*

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta^T x_{it} + \alpha^T_p z_{ip} + v_{it} - u_{it} \quad (5)$$

$$v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$$

Modelo de Tempo Variante de Battese e Coelli (1992)

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta^T x_{it} + \alpha^T_p z_{ip} + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

$$v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_{it} \sim iid(\mu, \sigma_u^2)$$

Modelo de Fronteira de Ineficiência de Battese e Coelli (1993)

$$\ln S_{it} = \alpha_i + \beta^T x_{it} + \alpha^T_p z_{ip} + v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

$$v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_{it} \sim iid(z_{ie} \delta, \sigma^2)$$

Uma vez estimados estes modelos serão avaliadas as significâncias dos parâmetros das variáveis de interesse, bem como dos parâmetros da função de verossimilhança para avaliar a adequação dos dados aos modelos testados. Em seguida, será realizado o teste da razão de verossimilhança para verificar qual é a melhor especificação funcional dentre as testadas. Tendo em vista o objetivo deste estudo, o ranking com os resultados da ineficiência será elaborado com os resultados do modelo conforme especificado em (7), para que seja possível testar o impacto e a significância da variável de interesse Gini sobre a ineficiência do processo de produção. A próxima seção apresenta os resultados dessas estimações, bem como os resultados do ranking da (in)eficiência das unidades de produção.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O software estatístico utilizado para na maioria das estimações e gráficos foi o Stata 12. O mo-

delo de Battese e Coelli (1993), especificamente, foi estimado no software Frontier 4.0. A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva de todas as variáveis da amostra. Essa tabela demonstra a magnitude de cada uma das variáveis utilizadas além de mostrar o panorama geral dos municípios do estado da Bahia. O município mediano da amostra tem 17.095 habitantes, PIB *per capita* real de R\$ 957,10 e a uma despesa média anual com saúde de R\$904.250,04, o que resulta em um dispêndio médio anual com saúde de R\$ 54,66 por habitante.

Entretanto, devido à heterogeneidade existente entre esses municípios a amostra contém alguns valores extremos. O menor município em termos populacionais possui 2.959 habitantes, enquanto o maior abriga cerca de 3 milhões de habitantes. As despesas *per capita* com saúde também possuem uma variabilidade muito grande. O município que gasta menos com saúde por habitante tem um dispêndio de R\$18,94 por habitante, no outro extremo esse valor é 24 vezes maior, igual a R\$ 468,92.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas nas estimações

Variável	Observações (n)	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Máximo	Mínimo
S	2.488	0,59	0,61	0,14	0,98	0,08
DS	2.488	1.978.873	904.250,40	8.105.784	1.94e+08	160.428,3
DSpc	2.488	57,82	54,66	26,32	468,92	18,94
EDUC	2.488	0,53	0,53	0,09	0,94	0,27
POP	2.488	34.319,10	17.095	145.645,2	2.998.058	2.959
DENPOP	2.488	59,03	23,04	245,84	4.324,33	0,93
CLIMA	2.488	-	-	-	-	-
RMS	2.488	-	-	-	-	-
GINI	413	0,53	0,53	0,05	0,71	0,39
PIB	2.488	7,58e+07	1,58e+07	4,30e+08	8,70e+09	2,91e+09
PIBpc	2.488	1446,59	957,1	3350,27	70.303,22	360,72

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

A Tabela 2 apresenta as correlações simples entre as variáveis. Na primeira coluna, destacam-se a correlação entre saúde (*s*) e a variável *dummy* Região Metropolitana de Salvador (*rms*), seguida pela correlação entre *s* e *pib*. Essas correlações expressam a relação positiva existente entre a saúde e a renda da população, que ganha destaque nos municípios da RMS. Embora na literatura não haja consenso sobre a direção da causalidade entre *pib* e *s*, essa relação positiva é esperada uma vez que indivíduos que dispõem de mais recursos financeiros

tendem a ter mais facilidade de acesso a cuidados médicos via setor privado. Igualmente, a variável *s* se relaciona positivamente tanto com suas despesas públicas totais (*ds*) como com suas despesas *per capita* (*dspc*). Isso pode indicar que o investimento de recursos financeiros no sistema de saúde contribui para a melhoria dos respectivos indicadores populacionais de saúde. Como esperado, a variável *educ* também se relaciona positivamente com a saúde (*s*) indicando que populações mais educadas desfrutam de uma melhor condição de saúde.

Tabela 2 – Coeficientes de correlação simples entre as variáveis, (2005-2010)

	s	educ	ds	dspc	pop	denpop	clima	rms	pib	pibpc
s	1.00									
educ	0.11	1.00								
ds	0.12	0.11	1.00							
dspc	0.07	0.26	0.10	1.00						
pop	0.11	0.08	0.96	0.00	1.00					
denpop	0.12	0.10	0.81	0.05	0.84	1.00				
clima	-0.09	-0.02	-0.06	-0.10	-0.05	-0.15	1.00			
rms	0.15	0.13	0.35	0.38	0.31	0.48	-0.19	1.00		
pib	0.13	0.09	0.93	0.18	0.92	0.80	-0.10	0.47	1.00	
pibpc	0.11	0.12	0.13	0.62	0.05	0.09	-0.14	0.44	0.34	1.00

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

A correlação entre a variável clima e a saúde da população (s) também reportou o sinal esperado. O clima se relaciona negativamente com a saúde, dado que as regiões mais áridas são mais vulneráveis às doenças infectocontagiosas, o que pode vir a prejudicar a qualidade de vida das pessoas que habitam essas regiões. Há também uma forte correlação positiva entre despesas totais com saúde (ds) e o tamanho da população (pop). Aparentemente, os municípios mais populosos possuem orçamentos maiores, e como o percentual mínimo exigido por lei é aplicado em cima das receitas é natural que os municípios mais populosos gastem mais com saúde. Os municípios mais populosos também estão correlacionados com a grandeza do PIB. Conforme pode ser observado na Tabela 2 a correlação entre pop e pib foi positiva, igual a 0,92. Por outro lado, a relação entre o tamanho da população e o PIB *per capita* apesar de positiva é muito fraca (0,05) destacando a heterogeneidade de renda existente entre os municípios do estado da Bahia.

4.1 Análise descritiva dos modelos de fronteira estocástica estimados

Os resultados das estimações dos modelos *pooled*, tempo variante, e de fronteira de ineficiência, especificados na forma funcional Cobb-Douglas e translog são apresentados na Tabela 3. De forma geral, o parâmetro estimado da variável $logDS$ foi positivo e estatisticamente significativo a 1% de significância nos três modelos especificados como uma função de produção Cobb-Douglas, o que indica que aqueles municípios que investem mais em saúde conseguem atingir níveis mais elevados nos indicadores de qualidade da saúde da população. Vale a pena ressaltar que este resultado não condiz com o esperado na análise gráfica realizada na seção 2, no entanto é corroborado pelos resultados de Evans et al., (2000) que indicaram que a eficiência estava positivamente relacionada com o nível das despesas *per capita* com saúde.

A variável $logEduc$ também reportou sinal positivo e estatisticamente significativo mesmo a 1% de significância nos três modelos estimados na forma funcional Cobb-Douglas. Isso indica que quanto mais educada é a população dos municípios, melhores serão seus indicadores de saúde. Essa conclusão está de acordo com a vertente da economia da saúde que se concentra sobre a

relação entre *status* de saúde e escolaridade da população. Segundo essa vertente, o *status* de saúde é estatisticamente correlacionado com a escolaridade (AUSTER et al., 1969; GROSSMAN, 1972). Vale a pena ressaltar que essa foi a variável que reportou o maior impacto sobre a variável dependente nos três modelos estimados. Segundo a teoria da demanda de Grossman (1972) indivíduos mais educados tendem a ser produtores economicamente mais eficientes do *status* de saúde porque têm o know-how para permanecerem saudáveis. Assim, as evidências empíricas encontradas em diversos trabalhos que utilizaram a variável educação como um insumo para a produção de saúde, indicam que essa variável é importante na definição da função de produção de saúde, seja essa uma função de produção de um indivíduo, de um município ou de um país.

O modelo *pooled* foi estimado para servir de *benchmark* para os demais. Nesse modelo, o parâmetro da variável de interesse $logDS$ é positivo e estatisticamente significativo mesmo a 1% de significância. O parâmetro estimado da variável $logEduc$, *proxy* da qualidade da educação, também foi positivo e estatisticamente significativo a 1%, indicando que a educação também impacta positivamente na qualidade da saúde da população dos municípios analisados. Os parâmetros estimados das variáveis de controle $logpop$, $clima$ e ano foram negativos, mas o parâmetro estimado da variável binária $clima$ não foi estatisticamente significativo nem mesmo a 10% de significância. O coeficiente estimado da variável de tendência ano apresentou sinal negativo, o que pode indicar que no período examinado ocorreu uma tendência de diminuição do *status* de saúde. O sinal negativo da variável $logpop$ pode indicar que a quantidade da população impacta negativamente na qualidade da saúde coletiva. Isso pode ser explicado pelo fato de que em cidades mais populosas é maior a incidências de fatores difíceis de serem mensurados, mas que impactam negativamente a qualidade da saúde, como a poluição, o nível de estresse da população, o nível de desemprego, dentre outros fatores.

O modelo Battese e Coelli (1992), doravante BC92, reportou estimativas dos parâmetros β de acordo com o esperado, exceto pelo intercepto que foi negativo em ambas as especificações funcionais. Em uma função de produção de saúde, o sinal do intercepto deve ser observado uma vez que se espera

que exista, mesmo na ausência de todos os insumos necessários para a “produção” de saúde, um nível mínimo de saúde. Portanto, teoricamente é esperado um sinal positivo do intercepto sempre que a qualidade ou quantidade de saúde seja utilizada como uma variável dependente. O parâmetro estimado k , que indica como a ineficiência do município se comporta ao longo do tempo resultou negativo, indicando que a ineficiência aumenta com o aumento de t , o que está de acordo com os resultados obtidos. Na forma funcional Cobb-Douglas todas as estimativas foram estatisticamente significantes a 1%. Já na forma funcional translog o parâmetro estimado da variável $\text{Log}2(DS)$ foi estatisticamente significativo a 10%, o da variável $\text{Log}(DS) * \text{Log}(Educ)$ não foi estatisticamente significativo. Todas as demais estimativas foram estatisticamente significantes a 1% de significância.

O modelo de Battese e Coelli (1993), doravante BC93, em sua especificação Cobb-Douglas, reportou estimativas dos parâmetros β estatisticamente significantes a 1%. O parâmetro estimado da covariável *clima* não foi estatisticamente significativo nem mesmo a 10% de significância, o que pode indicar que o fato de o município estar localizado em uma região de clima árido ou semiárido não influencia, estatisticamente, o status de saúde da população. Com relação às covariáveis de heterogeneidade, cabe ressaltar que a variável de interesse *gini* não foi estatisticamente significativa em nenhuma das especificações do modelo BC93. No entanto, reportou sinal positivo, conforme esperado. Uma explicação para isso pode estar no fato da baixa variabilidade da desigualdade de renda entre os municípios do estado da Bahia. Diferentemente dos resultados encontrados nos estudos que envolvem países, como no de Greene (2004), essa variável pode não ser a mais adequada para caracterizar um fator de heterogeneidade específica no caso dos municípios do estado da Bahia.

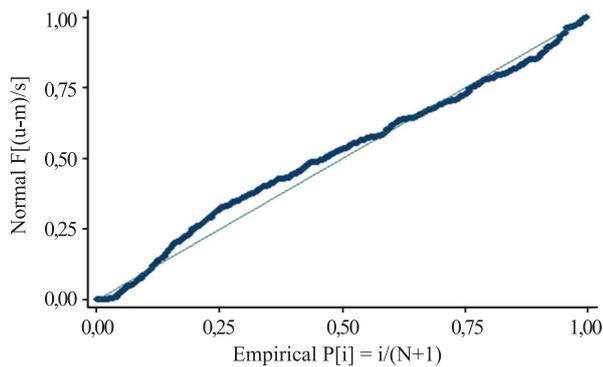
No caso dos 20 municípios mais eficientes, por exemplo, observou-se que a média do índice de desigualdade de gini era superior a 0,5. A mesma situação se verifica entre os 20 municípios que resultaram menos eficientes. Diversos estudos empíricos aplicados a países na literatura sobre economia da saúde constataram que a saúde das nações pode depender, em parte, de outros fatores além da riqueza. A cultura, a organização social e políticas governamentais também ajudam a determinar a saúde da

população, e as variações nesses fatores pode explicar muitas das diferenças nos resultados de saúde entre as nações. Por esta razão, os coeficientes das covariáveis de heterogeneidade da função de ineficiência, especificada no modelo BC93, são de interesse particular nesse estudo.

Como o sinal positivo da variável gini não foi estatisticamente significativo nesse modelo, não é possível inferir qualquer relação a respeito do impacto da desigualdade de renda sobre a eficiência da saúde. Na literatura sobre economia da saúde, não existe consenso sobre a natureza do impacto que a desigualdade de renda exerce sobre o estado de saúde da população. Entretanto, a grande maioria dos estudos indica a existência de uma relação estatisticamente significativa entre desigualdade de renda e saúde. O problema que persiste é determinar a contribuição relativa dos diferentes canais de transmissão da desigualdade de renda sobre a saúde (PODER, 2011). A não significância do parâmetro estimado da variável gini também pode estar relacionada ao fato da amostra conter elementos bastante diferentes entre si. Evans et al., (2000) sugeriram que, neste caso, a amostra pode ser dividida em grupos formados por elementos com características semelhantes.

A renda *per capita* média da população dos municípios, medida pela variável $\text{Log}(PIBpc)$ foi estatisticamente significativo a 1% de significância, e como esperado seu sinal foi negativo, indicando que a renda da população impacta negativamente a ineficiência técnica da produção de saúde, ou seja, quanto maior a renda da população mais eficiente tecnicamente deve ser a produção de saúde desse município o que está de acordo com a análise de correlação realizada anteriormente. O sinal negativo da variável binária *RMS* indica que a ineficiência técnica é menor nos municípios que fazem parte da Região Metropolitana de Salvador. Isso por ser explicado, em parte, à maior oferta de serviços de saúde nessa região que facilita o acesso da população à serviços de prevenção e tratamento.

Nesse modelo o termo de erro u_{it} é assumido como sendo uma variável aleatória não negativa independentemente distribuída tal que u_{it} é obtido pela truncagem (no ponto zero) da distribuição normal com média $z_{it}\delta$ e variância σ^2 . A Figura 3, a seguir, apresenta a distribuição dos resíduos \hat{u}_{it} que corrobora as suposições iniciais do modelo teórico de que a distribuição do termo de erro se aproxima da distribuição normal.

Figura 3 – Distribuição da estimativa do termo de erro, \hat{u}_{it} 

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

Após a estimação dos modelos, foi realizado o teste da razão de verossimilhança (RV) para verificar se a melhor forma funcional é a Cobb-Douglas ou a Translog. O modelo *pooled* e o modelo BC92 se ajustaram melhor aos dados com a especificação *translog* com 1% de nível de significância e 3 graus de liberdade (Valor crítico à direita da distribuição quiquadrado). Já o modelo BC93 se ajustou melhor à especificação Cobb Douglas com 1% de nível de significância. Portanto, tendo em vista que o objetivo desse trabalho que é analisar o impacto das variáveis de heterogeneidade específica dos municípios sobre o nível de ineficiência técnica, o modelo que será considerado para a análise dos índices de eficiência e composição do ranking será o BC93. (Tabela 3)

Tabela 3 – Estimativas de máximo verossimilhança para os parâmetros das funções de fronteira estocástica de produção dos modelos selecionados para municípios do Estado da Bahia

Variável dependente: log (s)							
Variáveis Independentes	Parâmetro	Pooled_CD	Pooled_TL	BC92_CD	BC92_TL	BC93_CD	BC93_TL
Constante	β_0	24,7537*	22,4882*	-22,4750*	-22,6206*	0,2837*	-0,1232
Log (ds)	β_2	0,0264*	0,0410	0,0261*	0,0574*	0,1296*	0,6481
Log(educ)	β_3	0,4681*	0,0902	0,3449*	-0,6555*	0,4423*	0,3638
Log2(ds)	β_4	-	-0,0000	-	-0,0011***	-	-0,7959
Log2(educ)	β_5	-	0,8841*	-	1,0155*	-	0,8098
Log(DS)*Log(educ)	β_6	-	-0,0299	-	0,0091	-	-0,4330
Log(pop)	α_1	-0,0171*	-0,0171*	-0,0135*	-0,0137*	-0,8963**	-0,8684
Clima	α_2	-0,0040	-0,0038	-0,0117*	-0,0116*	-0,1465	0,7803
Ano	α_3	-0,0122*	-0,0111*	0,0112*	0,0113*	-0,5203*	-0,1241
Constante	δ_0	-	-	-	-	0,1585*	0,2060
Gini	δ_1	-	-	-	-	0,1312	0,8776
Log(pibpc)	δ_2	-	-	-	-	-0,2833*	-0,8742
Rms	δ_3	-	-	-	-	-0,2982*	-0,2721
	σ^2	0,0180	0,0179	0,0068	0,0068	0,5270*	0,1764
	γ	3,8824	3,8959	0,7353	0,7442	0,9793*	0,9262
	σ_u	0,1300	0,1297	-	-	-	-
	σ_v	0,0334	0,0332	-	-	-	-
	μ	-	-	0,2484*	0,2480*	-	-
	η	-	-	-3,1474*	-3,2987*	-	-
	σ_u^2	-	-	0,0050	0,0051	-	-
	σ_v^2	-	-	0,0018	0,0017	-	-
	Log (likelihood)	2755,56*	2763,87*	4050,80*	4083,52*	2869,40*	2777,25*

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

Nota: *Significativa a 1%; **Significativa a 5%; ***Significativa a 10%.

Legenda: *S*: Indicador de Saúde Firjan (Subindicador do Índice de Desenvolvimento Municipal); *DS*: Despesas totais com saúde; *EDUC*: indicador de oferta e qualidade da educação; *POP*: População residente; *CLIMA*: Tipos climáticos dos municípios analisados (variável *dummy* sendo árido e semiárido = 1 e demais = 0); *GINI*: Índice de Gini; *PIBpc*: PIB (em R\$) *per capita*; *RMS*: Região Metropolitana de Salvador.

Outro parâmetro relevante para esta análise é o indicador de ineficiência, γ , que no modelo BC93 apresentou o valor de 0,9793. Portanto, pode-se dizer que 98% da variância total do erro composto da estimativa do modelo BC93, especificado na forma de uma função de produção Cobb-Douglas, é explicada pela variância da ineficiência técnica. A magnitude desse parâmetro indica a relevância da incorporação da ineficiência técnica ao modelo. Esse parâmetro corrobora a hipótese de que a produção de saúde nos municípios do estado da Bahia não é eficiente, portanto, um componente de ineficiência deve ser especificado no modelo de produção. Ao mesmo tempo, essa é uma conclusão importante na medida em que fornece embasamento científico para a hipótese de que o indicador de saúde pode ser melhorado a partir da melhor utilização de seus fatores de produção.

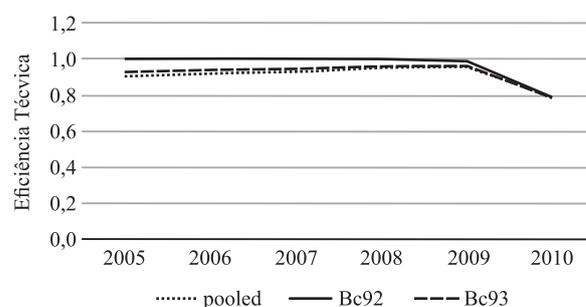
Nas diferentes formas funcionais do modelo de produção de saúde, a variável *despesa total com saúde* foi significativa, o que sustenta a hipótese de que o sistema público de saúde desempenha um papel importante na melhoria da saúde da população residente nos municípios do estado da Bahia. O fato de a variável *proxy* para a educação também ter sido significativa em todos os modelos também sugere que as variáveis socioeconômicas são determinantes para a produção eficiente de saúde e podem ser até mais importantes que as próprias despesas com saúde, conclusão esta que reforça a importância do papel do Estado no provimento de serviços públicos de qualidade, como educação, que podem gerar externalidades positivas em vários outros indicadores sociais como no caso dos indicadores de saúde.

4.2 Resultados da estimativa da eficiência técnica

Uma característica comum observada em todos os modelos estimados foi a queda contraintuitiva da eficiência técnica (ET) no último ano da amostra. A Figura 4 mostra a evolução temporal da eficiência técnica média para os municípios da amostra. Essa situação pôde ser observada em alguns trabalhos da literatura de fronteiras estocásticas aplicadas a dados em painel, como, por exemplo, no trabalho de Cuesta (2000) que não questionou esse comportamento. Wheat e Smith (2012) identificaram esse problema e sugeriram uma parametrização

mais geral, baseados na formulação da ineficiência técnica variante no tempo dos modelos de Battese e Coelli (1992) e Cuesta (2000). Tendo em vista o baixo índice de variação da eficiência técnica entre os municípios nos anos de 2005 a 2009, optou-se por analisar os resultados da eficiência técnica apenas do ano de 2010.

Figura 4 – Modelos de fronteira estocástica estimados



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

No que concerne às estatísticas básicas da eficiência técnica estimada para 413 municípios do estado da Bahia² os três modelos estimados reportaram resultados bem aproximados, o que faz das estimativas do modelo escolhido (BC93) ainda mais consistentes. A correlação entre os três modelos é bastante elevada, principalmente entre o modelo *pooled* e BC93 que é igual a 0,9957. No modelo escolhido, BC93, a eficiência técnica média dos municípios do estado da Bahia em 2010 foi de 0,79, indicando que, na média, os municípios do estado da Bahia poderiam alcançar um status de saúde 21% superior ao atual, mantendo-se o mesmo nível de insumos. Os municípios mais populosos estão entre aqueles que reportaram os maiores indicadores de eficiência técnica, dentre eles a capital do estado, Salvador (0,99), Feira de Santana (0,98) e Vitória da Conquista (0,97). Entre estes municípios também estão aqueles que apresentaram os maiores índices de status de saúde como Salvador, Maragogipe, São Francisco do Conde e Pojuca. De um modo geral, os municípios que estão entre os 20 que obtiveram os maiores índices de eficiência também foram os que mais investiram em saúde (Tabela 4).

2 Os municípios Antônio Gonçalves, Caraíbas, Seabra e Presidente Dutra foram excluídos por não apresentarem dados suficientes para a estimativa no relativo ano.

Tabela 4 – Vinte melhores e vinte piores resultados da estimativa da eficiência técnica

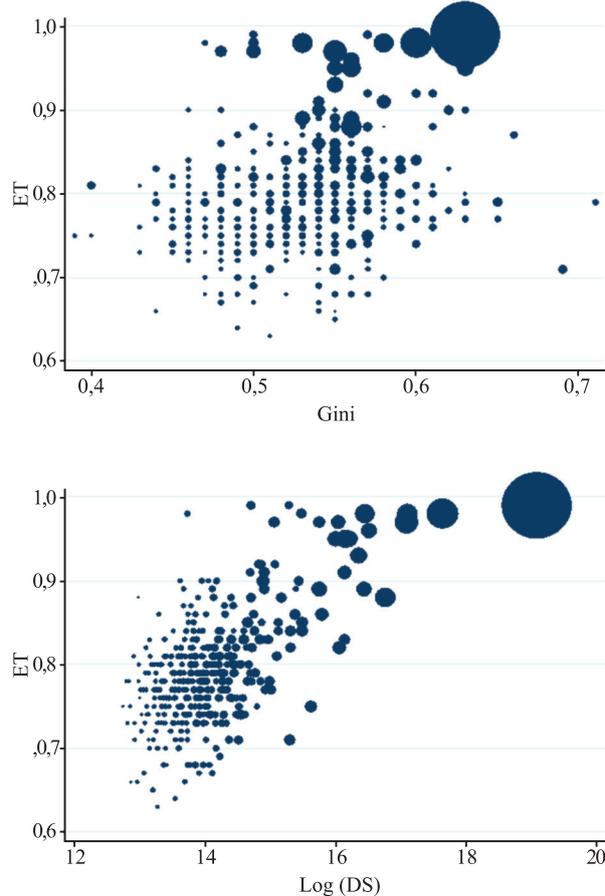
20 melhores	Município	ET	20 piores	Município	ET
1	Maragogipe	0,99	1	Jussari	0,63
2	Salvador	0,99	2	Érico Cardoso	0,64
3	Pojuca	0,99	3	Mansidão	0,65
4	Camaçari	0,98	4	Aiquara	0,66
5	São Francisco do Conde	0,98	5	Dom Macedo Costa	0,66
6	Dias d'Ávila	0,98	6	Tabocas do Brejo Velho	0,66
7	Feira de Santana	0,98	7	Nova Redenção	0,67
8	Itagibá	0,98	8	Itaeté	0,67
9	Ilhéus	0,98	9	Tremedal	0,67
10	Itapetinga	0,97	10	Saubara	0,68
11	Vitória da Conquista	0,97	11	Teofilândia	0,68
12	Candeias	0,97	12	Boa Vista do Tupim	0,68
13	Simões Filho	0,97	13	Buritirama	0,68
14	Barreiras	0,96	14	Santa Inês	0,68
15	Alagoinhas	0,95	15	Oliveira dos Brejinhos	0,68
16	Itabuna	0,95	16	Itagimirim	0,68
17	Lauro de Freitas	0,95	17	Gongogi	0,68
18	Jequié	0,93	18	Coaraci	0,69
19	Entre Rios	0,92	19	Irará	0,69
20	Mucuri	0,92	20	Elísio Medrado	0,70

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

Entre os municípios que apresentaram os piores índices de eficiência técnica estão Jussari (0,63), Érico Cardoso (0,64) e Mansidão (0,65), os três municípios que apresentaram os menores índices de status de saúde. Observou-se também que 11 dos 20 municípios que reportaram os piores índices de eficiência possuem população inferior a 20 mil habitantes. Os municípios mais populosos foram os que alcançaram os maiores índices de eficiência técnica. A correlação entre a eficiência técnica (ET) e o índice de desigualdade de renda (Gini) não parece muito clara, o que corrobora os resultados encontrados na análise descritiva dos dados, descrita anteriormente (Figura 5).

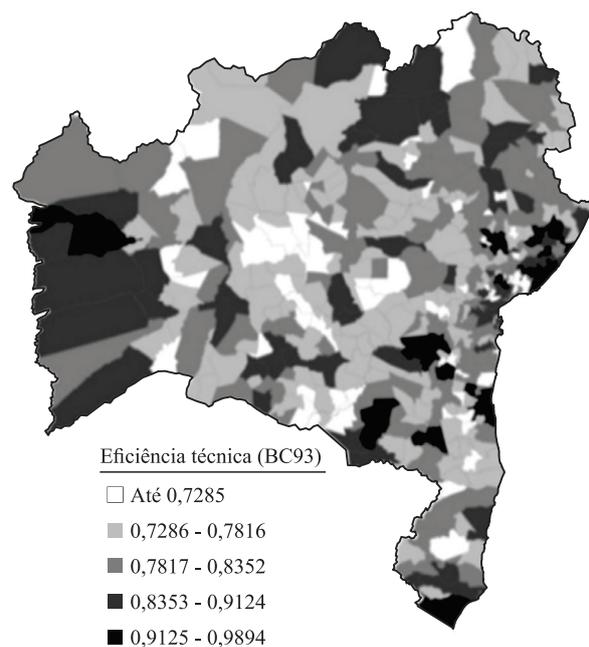
Tanto os municípios que obtiveram um elevado índice de eficiência técnica, como os que não obtiveram, podem estar localizados na mesma faixa de desigualdade, como pode ser observado na Figura 6 abaixo. Também é possível observar que os municípios com maiores índices de eficiência técnica também foram caracterizados pelo elevado índice de desigualdade de renda.

Figura 5 – Relação entre a eficiência técnica, gini e gasto público com saúde (2010)



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.
Nota: O tamanho dos círculos é ponderado pelo tamanho da população.

Figura 6 – Eficiência técnica da produção de saúde, municípios do estado da Bahia – 2010



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

A Figura 6 mostra a distribuição espacial da eficiência técnica para os municípios do estado da Bahia. Em 2010, a eficiência técnica entre os municípios do estado da Bahia variou entre 0,6296 (Jussari) e 0,9894 (Maragogipe). Os maiores índices foram apresentados pelos municípios que fazem parte da Região Metropolitana de Salvador e aqueles que estão localizados no entorno da RMS. A maior densidade populacional atrai investimentos de infraestrutura em saúde que contribuem para a ampliação da oferta de serviços de saúde que acabam beneficiando o status de saúde coletivo. Nesse ponto se verifica que as economias de escala também representam um fator que impacta os resultados. Cabe destacar também os municípios da microrregião de Barreiras (0,836). Na média essa microrregião foi a segunda mais eficiente, ficando atrás apenas da RMS (0,93).

Diante desses resultados, verifica-se que tanto no que concerne à distribuição dos indicadores de saúde entre os municípios do estado da Bahia como no que se refere aos índices de eficiência da oferta de serviços de saúde existe uma desigualdade muito grande entre as unidades de produção. As desigualdades sociais e econômicas presente nesses municípios refletem-se também no setor de saúde, seja na oferta, no acesso ou nos resultados de saúde. Daniels, Kennedy e Kawachi (1992) já haviam discutido a influência da justiça social sobre a saúde dos indivíduos. Segundo eles a saúde individual é afetada não apenas pela facilidade com que um indivíduo vê um médico, mas também pela sua posição social e de sua sociedade.

Assim, os resultados encontrados nesse trabalho evidenciam que essa relação também pode se estender ao coletivo. A desigualdade social presente nos municípios, ainda que não esteja diretamente relacionada à saúde coletiva, pode implicar em desigualdade na saúde. Conforme defendeu Marmot (1992) é lógico que se a saúde reflete as mais amplas influências sociais, então as desigualdades na saúde são também um reflexo das desigualdades na sociedade. Por outro lado, quando a grande maioria das observações estudadas tem em comum o fato de possuírem um índice de desigualdade de renda elevado, tal variável deixa de ser considerada como um bom indicador de heterogeneidade, o qual seria capaz de explicar parte da variação nos indicadores de eficiência técnica de saúde.

5 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi estimar a eficiência técnica da produção de saúde nos municípios do estado da Bahia, e analisar sua respectiva relação com o nível de desigualdade de renda presente nesses municípios. No Brasil, são inúmeros os trabalhos que se propuseram a estimar a eficiência no setor de saúde. No entanto, verifica-se que a maioria deles utilizaram técnicas não paramétricas, como DEA e FDH para realizar a estimação. A aplicação da metodologia de fronteira estocástica aplicada ao setor de saúde no Brasil ainda é bastante insipiente. O interesse do presente trabalho foi conhecer os diferentes tratamentos possíveis de serem aplicados ao termo de ineficiência técnica, que são capazes de tornar essas estimações mais condizentes com a realidade, ao relaxar hipóteses normalmente muito restritivas para este termo. Atenção especial foi dada aos modelos que permitem que o termo de ineficiência possa variar ao longo do tempo e também àqueles que assumem que a ineficiência técnica pode ser uma função linear de variáveis de heterogeneidade específica que podem impactar o nível de eficiência.

A hipótese levantada foi que a desigualdade de renda aumenta a ineficiência da saúde nos municípios do estado da Bahia. Para atingir os objetivos propostos, realizou-se uma análise da situação da saúde pública no estado da Bahia. Foi possível observar um cenário bastante heterogêneo no qual municípios com características sociodemográficas semelhantes apresentaram resultados totalmente controversos no que concerne à expectativa de vida, ao status de saúde e ao nível de gastos. Ademais, através da análise gráfica foi possível verificar que a relação esperada entre gastos públicos com saúde e expectativa de vida é inversa para o caso dos municípios do estado da Bahia. Estes fatores levaram à hipótese de que havia heterogeneidade latente nos dados e que esta deveria ser considerada na estimação dos indicadores de eficiência. Além disso, observou-se uma elevada desigualdade de renda nos municípios do estado da Bahia, o que de acordo com a literatura apontava que a produção de saúde nesses municípios não seria eficiente.

A abordagem econométrica utilizada para mensurar a eficiência técnica foi pautada na estimação de modelos estocásticos de produção. A função de

produção teórica desenvolvida neste estudo foi baseada na função utilizada no trabalho seminal da Organização Mundial de Saúde (OMS), lançado no ano 2000, no qual foram analisadas a eficiência da produção de saúde para 200 países do mundo no período de 1993-1997. O trabalho de Greene (2004) o qual utilizou os mesmos dados, também serviu de base para este trabalho, sobretudo para embasar a especificação do modelo de heterogeneidade. As estimações foram realizadas a partir da especificação dos modelos desenvolvidos por Battese e Coelli (1992) e Battese e Coelli (1993) que consideram a variação da ineficiência ao longo do tempo e a modelagem da ineficiência como uma função linear de algumas variáveis de heterogeneidade, respectivamente.

A cultura, a organização social e políticas governamentais podem determinar a saúde da população, e as variações nesses fatores pode explicar muitas das diferenças nos resultados de saúde entre as nações. Por esta razão, os coeficientes das covariáveis de heterogeneidade da função de ineficiência, especificada no modelo BC93, foram de interesse particular nesse estudo. O sinal positivo da variável de interesse gini não foi estatisticamente significativa nesse modelo, indicando que para o caso dos municípios do estado da Bahia a desigualdade de renda, nos moldes em que foi analisada, não pode ser interpretada como um fator que afeta estatisticamente a qualidade ou quantidade de saúde que será ofertada à população. Em termos dos indicadores de (in)eficiência produtiva, o estudo mostrou a existência de um hiato de eficiência na alocação de recursos, o que indica a necessidade de revisão das práticas de gestão nos municípios do estado da Bahia, no intuito de aperfeiçoar os métodos adotados para que haja melhor aproveitamento dos recursos e, com isso, propiciar à população melhores condições de saúde.

A conclusão mais importante deste trabalho é que é possível medir e comparar a eficiência dos sistemas de saúde em todos os municípios ao longo do tempo, isto é particularmente importante para os municípios da região do Nordeste, uma vez que ainda há muito espaço para se melhorar os indicadores e a qualidade da saúde da população e estudos como este podem servir como base para a elaboração de políticas públicas direcionadas à situação de cada município. A partir da identificação daqueles municípios e regiões mais ineficientes, este trabalho pode servir como base para a elabo-

ração de políticas econômicas e fiscais adequadas que sejam capazes de minimizar as desigualdades inter-regionais.

Estudos como este, que classificam os municípios quanto à sua eficiência produtiva, e o ponto de partida para identificar quais os gargalos, estão distanciando da linha de eficiência os municípios classificados como ineficientes. Assim, espera-se que este trabalho estimule a ação que busca melhorar o desempenho dos serviços de saúde e assim, contribua para melhorar o bem-estar das pessoas residentes nos municípios do estado da Bahia. Espera-se também que este estudo sirva de motivação para a elaboração de outros trabalhos, nesta área e em outras áreas da economia que compartilham dos mesmos problemas de ineficiência na oferta de serviços.

Fica como sugestão para futuros trabalhos a realização da análise desenvolvida neste trabalho, testando e comparando novos modelos que permitam que a ineficiência varie ao longo do tempo. Um benefício significativo do debate que possa acompanhar este trabalho será o desenvolvimento de fontes de dados melhoradas e métodos de estimação mais adequados à análise de sistemas de saúde. Outra sugestão para pesquisas futuras é a comparação desses resultados com os resultados de outros modelos que assumem hipóteses distintas sobre a distribuição do termo de ineficiência, como no caso dos modelos efeitos aleatórios (*true random effects*) e de outros modelos de parâmetros de heterogeneidade tal como proposto por Greene (2004). Finalmente, a implementação do modelo de Wheat e Smith (2012) e a replicação dos modelos utilizados nesse trabalho a subamostras, agrupando as unidades observacionais segundo seus elementos e características semelhantes, pode ajudar a revelar padrões de heterogeneidade além e de esclarecer o padrão da variação da ineficiência ao longo do tempo.

REFERÊNCIAS

AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. P. **Public sector efficiency: an international comparison**. Frankfurt: European Central Bank, Working paper series, n. 242, jul. 2003.

AIGNER, D.; LOVELL, K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, Philadelphia, n. 6, p. 21-37, 1977.

AUSTER, R. D.; LEVESON, I.; SARACHEK, D. Production of health, an exploratory study. **Journal of Human Resources**, n. 4, p. 411-436, 1969.

BATTESE, G.; COELLI, T. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production model for a panel data. **Empirical Economics**, n. 20, p. 325-332, 1992.

BATTESE, G.; COELLI, T. **A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects**. Armidale: Department of Econometrics. University of New England, Working papers in econometrics and applied statistics, n. 69, 1993.

BRASIL. Ministério da Saúde. Banco de dados do Sistema Único de Saúde - *Datasus*. Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS). **Indicadores municipais**. 2012. Disponível em: <<http://siopsasp.datasus.gov.br>>. Acesso em: 07 out. 2012.

CUESTA, R.A. A production model with firm-specific temporal variation in technical inefficiency: with application to spanish dairy farms. **Journal of Productivity Analysis**, v.13, n. 2, p. 139-152, 2000.

DANIELS, N.; KENNEDY, B.; KAWACHI, I. Justice is good for health. In: DANIELS, N.; KENNEDY, B.; KAWACHI, I. **Is inequality bad for our health?** Boston: Beacon Press Boston, 1992. p. 3-33.

EVANS, D.; TANDON, A.; MURRAY, C.; LAUER, J. **The comparative efficiency of national health systems in producing health: an analysis of 191 countries**. Geneva: World Health Organization, GPE discussion paper, n. 29, 2000. FIRJAN. FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **Índice Firjan de desenvolvimento municipal (IFDM)**. Disponível em: <<http://www.firjan.org.br/ifdm/>>. Acesso em: 20 ago. 2012.

GREENE, W. The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, H.; LOVELL, C. A.; SCHMIDT, S. S. (Ed.).

The measurement of productive efficiency and productivity growth. New York: Oxford University Press, 2008. p. 92-250.

_____. Distinguishing between heterogeneity and inefficiency: stochastic frontier analysis of the World Health Organization's panel data on national health care systems. *Health Economics*, v. 13, n. 10, p. 959-980, 2004. Disponível em: <<http://people.stern.nyu.edu/wgreene/>>. Acesso em: 30 mar. 2012.

GROSSMAN, M. **The demand for health: a theoretical and empirical investigation**. Columbia: Columbia for the National Bureau of Economic Research, 1972.

GUPTA, S.; HONJO, K.; VERHOEVEN, M. **The efficiency of government expenditure: experiences from Africa**. Washington, Working paper, n. 97/153, DC: IMF, 1997.

MARINHO, A. Avaliação da eficiência técnica nos serviços de saúde nos municípios do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 515-534, jul./set. 2003.

MARMOT, M. Do inequalities matter? In: DANIELS, N.; KENNEDY, B.; KAWACHI, I. **Is inequality bad for our health?** Boston: Beacon Press Boston, 1992. p. 38-42.

MEEUSEN, W.; DEN BROECK, J. V. Efficiency estimation from cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, v. 18, p. 435-444, 1977.

MENDES, M. Ineficiência do gasto público no Brasil. In: IPEA. **Boletim de Desenvolvimento Fiscal**. Boletim de Desenvolvimento Fiscal, n. 3, Brasília: IPEA, 2006. p. 20-31. MURRAY, C. J. L.; FRENK, J. **A WHO framework for health system performance assessment**. Discussion paper, n.6, Geneva, Switzerland: World Health Organization, 1999.

PIOLA, M. G. S. O. **“Efeito Zoo” na análise de eficiência dos gastos municipais com saúde no Brasil: uma abordagem de fronteiras estocásticas**. 2006. 99 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de Brasília, Brasília, 2006.

PNUD. PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil 2013**. 2013. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>>. Acesso em: 29 jul. 2013.

PODER, T. G. Inégalité de revenu et état de santé: une relation ambiguë. **Revue interrogations?** n. 12, jan., 2011. Disponível em: <www.revenue-interrogations.org/inegalite-de-revenu-et-etat-de>. Acesso em: 03 nov. 2013.

RAVALLION, M. On measuring aggregate “social efficiency”. Working paper, n. 3.166, Washington DC: World Bank, 2003.

SANTOS, E. G. F. **Uma avaliação comparativa da eficiência dos gastos públicos com saúde nos municípios brasileiros**. 2008. 77 f.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

SEI. SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. Banco de dados. Disponível em: <<http://www.sei.ba.gov.br/>>. Acesso em: 18 mar. 2013.

VARELA, P. S. ; MARTINS, G. A.; FAVERO, L. P. L. I. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS. 4, 2010, Natal, RN. **Anais...** Natal: Anpcont, 2010, p. 1-17.

WHEAT, P.; SMITH, A. Is the choice of $(t - T)$ in Battese and Coelli (1992) type stochastic frontier models innocuous? Observations and generalisations. **Economics Letters**, n. 116, p. 291-294, 2012.