

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1370

BRASIL E OCDE: AVALIAÇÃO DA EFICIÊNCIA EM SISTEMAS DE SAÚDE

**Alexandre Marinho
Simone de Souza Cardoso
Vivian Vicente de Almeida**

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1370

BRASIL E OCDE: AVALIAÇÃO DA EFICIÊNCIA EM SISTEMAS DE SAÚDE

Alexandre Marinho*

Simone de Souza Cardoso**

Vivian Vicente de Almeida**

Produzido no programa de trabalho de 2008

Rio de Janeiro, janeiro de 2009

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Sociais-Disoc/Ipea. Professor adjunto da Faculdade de Ciências Econômicas da Uerj.

** Assistente de Pesquisa do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) no Ipea.

** Assistente de Pesquisa do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) no Ipea.

Governo Federal

**Ministro de Estado Extraordinário
de Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger

Secretaria de Assuntos Estratégicos



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Administração e Finanças

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos Macroeconômicos

João Sicsú

Diretor de Estudos Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Diretora de Estudos Regionais e Urbanos

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos Setoriais

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Mário Lisboa Theodoro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Estanislau Maria de Freitas Júnior

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL: C1, C61, H51, I18

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

| | |
|---|----|
| 1 INTRODUÇÃO | 7 |
| 2 A AMOSTRA E OS DADOS UTILIZADOS | 9 |
| 3 A ANÁLISE ENVOLTÓRIA DE DADOS | 10 |
| 4 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DA DEA EM MODELOS ALTERNATIVOS | 14 |
| 5 AS FRONTEIRAS ESTOCÁSTICAS | 37 |
| 6 APLICAÇÃO DAS FRONTEIRAS ESTOCÁSTICAS NOS SISTEMAS DE SAÚDE, COM MODELOS ALTERNATIVOS | 38 |
| 7 COMPARANDO OS RESULTADOS OBTIDOS COM AS FRONTEIRAS DE DEA E DE FE | 42 |
| 8 ALGUMAS SIMULAÇÕES PRELIMINARES SOBRE OS CUSTOS DA MELHORIA DA SAÚDE NO BRASIL | 45 |
| 9 COMENTÁRIOS FINAIS | 46 |
| REFERÊNCIAS | 50 |
| APÊNDICE A | 53 |
| APÊNDICE B | 57 |
| APÊNDICE C | 58 |

SINOPSE

Avaliamos a eficiência na provisão de serviços de saúde no Brasil, em comparação com os países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Estimamos em que medida variáveis como esperança de vida ao nascer para homens; esperança de vida ao nascer para mulheres; índice de sobrevivência infantil; anos de vida recuperados para doenças transmissíveis; anos de vida recuperados para doenças não-transmissíveis; anos de vida recuperados para causas externas; tamanho da população; e área geográfica podem servir de representação para um serviço de saúde eficiente, dado o gasto *per capita* com saúde. As principais metodologias de avaliação utilizadas são as fronteiras de eficiência, calculadas em modelos de Análise Envoltória de Dados – Data Envelopment Analysis (DEA) – e de fronteiras estocásticas (*stochastic frontiers*), e os resultados não são totalmente desfavoráveis ao Brasil.

ABSTRACT

We evaluate the efficiency of expenditure in health care provision by comparing various output measures (life expectancy; infant survival rate; years of life recovered from diseases; population; area) from the health system of Brazilian and OECD countries with an expenditure measure (health expenditure per capita). When estimating the efficiency frontier and country rankings we combine data envelopment analysis with stochastic frontiers. Our results provide some evidence that Brazil is not in the worst position in the sample.

1 INTRODUÇÃO

De acordo com a Organização Mundial de Saúde (OMS), o objetivo de melhorar e proteger a saúde das pessoas é uma das destinações que definem um sistema de saúde (OMS, 2000). Outros objetivos também importantes seriam: promover a equidade no financiamento da atenção à saúde; e atender às expectativas da população no que se refere às condições de atendimento (*responsiveness*). Adicionalmente, a OMS também ressalta o papel dos sistemas de saúde na redução das desigualdades, de modo a incrementar a posição dos indivíduos em pior situação (*the worst-off*). Assim, enfatiza a OMS, é inequívoca a grande relevância dos sistemas de saúde dos países para a elevação do nível de bem-estar de suas populações. Tal reconhecimento torna a avaliação desses sistemas uma obrigação dos governos, gestores, pesquisadores e usuários.

No presente trabalho realizamos avaliações de eficiência que procuram inferir em que medida o investimento em termos monetários, no sistema de saúde do Brasil, comparado com os sistemas de saúde dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE),¹ seria eficiente em maximizar indicadores relacionados ao desempenho desses sistemas.

Em Afonso e St. Aubyn (2005), que realizaram um estudo referente aos sistemas de saúde dos países da OCDE, o México e a Turquia são excluídos da amostra, pois são considerados *outliers*, e o Brasil, por não fazer parte da OCDE, não é incluído na análise.² Assim como nos dados do presente trabalho, também em Ocké-Reis (2006) encontram-se indicativos de que existem significativas dissimilaridades entre o Brasil e os países desenvolvidos da OCDE. Essas dissimilaridades, sempre desfavoráveis ao Brasil (e a outros países em desenvolvimento, como o México), são observadas em indicadores específicos do setor saúde tais como: taxa de mortalidade infantil; expectativa de vida; gasto *per capita* em saúde; participação do gasto público em saúde no total do gasto; oferta de profissionais de saúde (médicos e enfermeiros) e de leitos hospitalares. Mas, ressalta Ocké-Reis (*op. cit.*), as desvantagens dos países em desenvolvimento, como o Brasil e o México, também são observadas em indicadores socioeconômicos mais gerais, como o índice de Gini e a renda *per capita*.

No presente estudo, como em Ocké-Reis (*op. cit.*), ao contrário do que ocorreu em Afonso e St. Aubyn (*op. cit.*), o Brasil é incluído, e México e Turquia são mantidos na amostra, pois, conforme veremos, seus indicadores de saúde servem como importantes referências para análise do desempenho do nosso país. Ademais, utilizaremos técnicas elaboradas justamente para a detecção e a acomodação de dissimilaridades em amostras que sejam objeto de avaliações de eficiência.

Este artigo faz parte de uma linha de pesquisa que pretendemos apresentar em três partes, cada uma constando em um *Texto para Discussão* do Instituto de Pesquisa

1. Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD): Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Coréia, Dinamarca, Eslováquia, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hungria, Islândia, Irlanda, Itália, Japão, Luxemburgo, México, Nova Zelândia, Noruega, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Tcheca, Suécia, Suíça, Turquia.

2. Para uma observação visual dos *outliers*, no presente trabalho, em dispositivos do tipo *Box-Plot* (que localiza, graficamente, os quartis da distribuição da amostra), ver o apêndice C.

Econômica Aplicada (Ipea), as quais intencionamos publicar seqüencialmente. A primeira delas, objeto do presente texto, compara o desempenho do Brasil com os desempenhos estimados para os países da OCDE.

Na segunda parte, o Brasil será comparado com países da América Latina e Caribe (Haiti, Guatemala, República Dominicana, Honduras, Bolívia, Guiana, El Salvador, Trinidad e Tobago, Equador, Nicarágua, Paraguai, Peru, Barbados, Panamá, Jamaica, Belize, Bahamas, Granada, São Cristóvão e Névis, Santa Lúcia, México, Antígua e Barbuda, Costa Rica, Suriname, Colômbia, Dominica, Argentina, Venezuela, Cuba, Chile, Uruguai). Nem sempre as variáveis de comparação serão as mesmas, em virtude das diversidades das fontes de dados utilizadas, que não são homogêneas nos dois conjuntos.

Na terceira parte, utilizando as variáveis válidas para os dois conjuntos de países citados anteriormente, comparamos o Brasil com os países da OCDE e da América Latina, América Central e Caribe de modo simultâneo.

Especificamente, este trabalho objetiva analisar a eficiência na provisão de serviços de saúde do Brasil em relação aos países da OCDE, no que tange à maximização de alguns produtos que um bom sistema de saúde pode gerar. Estimamos em que medida variáveis como esperança de vida ao nascer para homens; esperança de vida ao nascer para mulheres; mortalidade infantil (ou o complemento dessa medida, isto é: o índice de sobrevivência infantil); anos de vida perdidos por doença (ou complementos: os anos de vida recuperados para doenças transmissíveis; os anos de vida recuperados para doenças não-transmissíveis; e os anos de vida recuperados para causas externas); o tamanho da população; e a extensão territorial podem servir de reflexo para um serviço de saúde eficiente *vis-à-vis* a magnitude do gasto *per capita* com saúde nas sociedades analisadas.

O estudo é composto de nove seções, incluída esta introdução. Na seção 2, apresentamos a amostra, as variáveis e os dados utilizados. Na seção 3 discutimos a metodologia de Análise Envoltória de Dados – Data Envelopment Analysis (DEA) – devida a Charnes, Cooper e Rhodes (1978). Na seção 4 são analisadas as eficiências dos sistemas de saúde da amostra obtidas com o uso da DEA, em termos de maximização das variáveis consideradas como produtos da saúde, dados os gastos totais com saúde *per capita*. Em seguida, na seção 5, introduzimos a segunda metodologia utilizada, as Fronteiras Estocásticas –(FEs) (Stochastic Frontier), originada de modo simultâneo em Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Battese e Corra (1977), e Meeusen e van den Broeck (1977). Os modelos utilizados de FEs, por razões de conveniência metodológica, seguem no presente trabalho³ o método de minimização de custo. Cabe destacar que além da inclusão do componente aleatório neste método, o modelo estocástico apresenta a classificação dos países segundo o grau de ineficiência, e não mais de eficiência, como no caso da DEA. Na seção 6 as FEs são aplicadas em nossa amostra e os resultados obtidos analisados. A complementaridade das duas metodologias, particularmente em aplicações em saúde, atestada na literatura (KOOREMAN, 1994) e bastante evidente em nosso trabalho, constitui o objeto da seção 7. Na seção 8, realizamos algumas simulações sobre os custos da melhoria de

3. A utilização de modelos de múltiplos *outputs* em FEs sofre percalços consideráveis.

indicadores em saúde no Brasil, com base nos resultados que obtivemos. Na seção 9 estão os nossos comentários finais.

2 A AMOSTRA E OS DADOS UTILIZADOS

Os países analisados: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Brasil, Canadá, Coréia, Dinamarca, Eslováquia, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hungria, Islândia, Irlanda, Itália, Japão, Luxemburgo, México, Nova Zelândia, Noruega, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Tcheca, Suécia, Suíça, Turquia.

O ano estudado foi 2004. Para aquelas variáveis que não apresentaram dados para o referido ano foram utilizados os imediatamente anteriores ou posteriores disponíveis. Esse período contempla os anos de 1997 a 2005.

2.1 AS VARIÁVEIS UTILIZADAS

As variáveis utilizadas foram escolhidas de modo a compatibilizar o nosso trabalho com estudos similares existentes, citados ao longo do texto. Também procuramos manter correlação com a literatura citada no presente texto, tanto de caráter mais epidemiológico e de saúde pública (por exemplo, DEVER, 1998; OMS, 2000; ROUQUAYROL; ALMEIDA FILHO, 2001) como de economia da saúde (como, por exemplo, BARROS, 2005; SANTERRE; NEUN, 2000; ZWEIFEL; BREYER, 1997).

Expandiu-se a lista de variáveis na análise em relação aos estudos sobre a OCDE. As bases de dados utilizadas foram publicadas pela OMS e pela National Geographic Society. A lista de variáveis é a seguinte:

Recursos (*inputs*): gasto com saúde *per capita* – em US\$ Paridade do Poder de Compra (PPP).

Resultados (*outputs*): esperança de vida ao nascer para homens; esperança de vida ao nascer para mulheres; Índice de Mortalidade Infantil (IMR⁴); Índice de Sobrevivência Infantil (ISR); anos de vida perdidos por doenças transmissíveis; anos de vida perdidos por doenças não-transmissíveis; anos de vida perdidos por causas externas; anos de vida recuperados por doenças transmissíveis; anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis; e anos de vida recuperados por causas externas.

Variáveis não-controladas diretamente pelos gestores dos sistemas de saúde (variáveis não-discrecionárias): população, área territorial, densidade demográfica.

Observações com relação às variáveis utilizadas: Para permitir o uso nos modelos de maximização de resultados que utilizaremos, as variáveis de resultados que os sistemas de saúde tentam reduzir, como mortalidade infantil e anos de vida perdidos, devem ser modificadas, conforme explicamos a seguir.

No caso da variável mortalidade infantil foi calculada uma variável complementar ao indicador; o ISR, que os sistemas de saúde buscariam, *ceteris*

4. Infant Mortality Rate.

paribus, aumentar. Mais especificamente, procurou-se estimar, de um total de mil crianças nascidas, quantas conseguem sobreviver 12 meses após o nascimento. O cálculo, conforme Afonso e St. Aubyn (2005), foi feito da seguinte forma:

$$ISR = \frac{1000 - IMR}{IMR}$$

Conforme ressaltam Afonso e St. Aubyn (*op. cit.*), esse indicador aumenta com a melhoria das condições de saúde. Além disso, ele reflete uma razão entre a taxa de crianças que sobreviveram até um ano de idade e a taxa de crianças que morreram antes de completar essa idade.⁵ Razões adicionais para a escolha desse indicador serão apresentadas na seção 8.

O indicador de anos de vida perdidos por doenças utilizado pela OMS (*op. cit.*) estima, no total da população, quantos Anos de Vida Perdidos (YLL) podem ser atribuídos a diferentes morbidades em relação à esperança de vida ao nascer da população. Em nosso trabalho, o que se procurou estimar, na verdade, foi o ganho da população em análise, em anos de vida, pela possível prevenção de doenças de cada grupo especificado. A adoção desse indicador, que deveria ser objeto de maximização pelos países, e que, idealmente, deve aumentar com o incremento geral das condições de saúde, também nos foi imposta por razões metodológicas melhor apresentadas no decorrer do presente estudo. Dessa maneira, o cálculo foi feito com base em um indicador criado, Anos de Vida Recuperados (YSL), calculado da seguinte forma:

$$YSL = 100 - YLL^6$$

para todos os tipos de *causa mortis* relatados neste trabalho. Esse indicador preserva a distribuição percentual das causas de sobrevivência (e de mortalidade) observada no indicador original da OMS.⁷

3 A ANÁLISE ENVOLTÓRIA DE DADOS

No sistema de entradas e saídas que representa um sistema de saúde, ocorre um processo de transformação complexo, que pode ser, com recomendáveis precauções, associado a um modelo que maximiza a produção de resultados, dados os recursos disponíveis. No presente trabalho será realizada uma avaliação da eficiência desse sistema, com a utilização do modelo de fronteira de eficiência conhecido como DEA. Basicamente, a DEA determina uma fronteira não-estocástica de eficiência técnica para as unidades tomadoras de decisão – *decision making units* (DMUs) – produtivas, por meio de um modelo de programação matemática, e está disponível em vários

5. Seja a quantidade de sobreviventes a cada mil crianças nascidas vivas $ISR^* = 1000 - IMR$. O indicador $ISR = \frac{1000 - IMR}{IMR} = \frac{ISR^*}{IMR}$.

6. Uma espécie de complementar ao indicador inicial.

7. Fonte de dados: OMS (<http://www.who.int/whosis/whostat2007.pdf>) e National Geographic Society (<http://www3.nationalgeographic.com/places/countries/>).

softwares comerciais. Além de indicar as DMUs que são plenamente eficientes, a DEA aponta, para as ineficientes, metas (*targets*) ótimas de produção e de consumo, a partir dos dados observados nas eficientes e sem a imposição *ex ante* de alguma tecnologia arbitrária. Pode-se, também, inferir a natureza dos retornos de escala em cada uma das DMUs e obter, para cada DMU ineficiente, quais seriam as referências virtuosas (*peers*), cujas combinações convexas servem de caminho indicativo para a fronteira de eficiência.

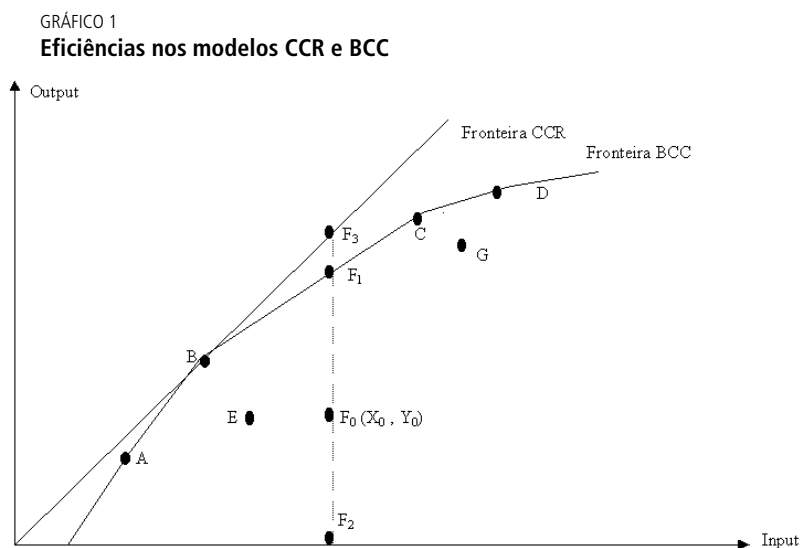
Na DEA, qualquer DMU que produza menores quantidades de produtos que qualquer outra com o mesmo consumo de recursos será dita *ineficiente*. Analogamente, qualquer DMU que gere os mesmos níveis de produtos e que consuma mais recursos do que qualquer outra também será dita *ineficiente*. Pode-se intuir uma noção de dominância no modelo, onde as unidades eficientes são aquelas que não são dominadas por nenhuma outra e que, por isso, determinam uma *fronteira de eficiência*. Como as DMUs podem, eventualmente, produzir múltiplos resultados (*outputs*) a partir de múltiplos recursos (*inputs*), as comparações nem sempre são muito simples. Nesses casos, temos um problema de programação matemática de solução não-trivial. A DEA atribui a cada DMU um valor (escore), que representa o desempenho relativo. Usualmente, esses escores variam entre 0 e 1, ou entre 0% e 100%, mas existem modelos que não impõem limites superiores para os escores. Quanto maior o escore, maior a eficiência estimada para a DMU.

A DEA possui a capacidade de tratar com variáveis aferidas em unidades de medidas diferentes, o que a coloca em condição privilegiada para avaliar programas públicos complexos. Mais especificamente, Cook, Kress e Seiford (1996) argumentam que, devido à natureza não-lucrativa dos setores onde a DEA tem sido freqüentemente aplicada, os fatores analisados são freqüentemente não-econômicos e que, assim, "(...) the inputs and outputs often represent qualitative factors (...)". Para construir a fronteira de eficiência, a DEA gera um *input* virtual e um *output* virtual, resultados da combinação de todos os *inputs* e *outputs*, normalizados pelos preços-sombra (os pesos calculados), de modo que as unidades de medida não têm nenhuma importância no resultado da análise.

Os modelos de DEA podem realizar a avaliação de eficiência privilegiando os possíveis aumentos da produção (*output oriented models* – modelos orientados para a produção), ou as possíveis reduções do consumo de recursos (*input oriented models* – modelos orientados para o consumo).

A utilização dessa metodologia na análise de sistemas de saúde, inclusive no Brasil, é crescente, e pode ser exemplificada, entre inúmeros outros, por: Marinho e Façanha (2000), e Marinho (2002), onde são realizados exercícios de análise de eficiência dos hospitais universitários federais brasileiros; em Marinho (2003), que avalia a eficiência técnica da assistência à saúde prestada pelo Sistema Único de Saúde (SUS) nos municípios do Estado do Rio de Janeiro; por Proite e Sampaio de Souza (2004), que aplicam esta à DEA aos hospitais do SUS em geral; por Calvo (2005), que avalia a eficiência de hospitais gerais do Estado de Mato Grosso do Sul; e por La Forgia e Couttolenc (2008), que avaliam a performance dos hospitais brasileiros em geral. No exterior, a utilização da DEA na avaliação do setor saúde é muito extensa (alguns exemplos seriam: CHILINGERIAN, 1994; PARKIN; HOLLIGSWORTH, 1997; AFONSO, ST. AUBYN, 2005; SMITH, STREET, 2005).

O gráfico 1 ilustra um exemplo hipotético de construção de FEs utilizando dois modelos de DEA. O modelo CCR,⁸ que admite uma fronteira de eficiência com retornos constantes de escala, ou seja, uma reta passando pela origem dos eixos cartesianos, e o modelo BCC, que admite retornos variáveis de escala. Ambos os modelos serão detalhados mais adiante. As supostas unidades A , B , C , D , e F_1 , localizadas sobre a fronteira do modelo BCC, são eficientes nele. A unidade F é eficiente no modelo CCR, mas não faria parte da amostra analisada no modelo BCC, pois nenhuma unidade pode estar localizada acima da fronteira de eficiência de nenhum modelo. As unidades E , F_0 , F_2 e G , não são eficientes em nenhum dos dois modelos, pois estão localizadas abaixo das fronteiras. Por exemplo, de acordo com o modelo CCR, a unidade F_0 poderia expandir a sua produção (*output*) até o nível de produção da suposta unidade F_3 , sem aumentar o uso de recursos (*inputs*) fixado no mesmo nível da unidade F_2 . No modelo BCC, a mesma unidade F_0 poderia expandir sua produção até o nível de produção da unidade F_1 , gastando apenas os recursos gastos por F_2 .



Quando se considera o modelo com retornos constantes de escala (o modelo CCR), a eficiência da DMU F_0 , em um modelo orientado para produto (*output*), é a razão entre a distância $\overline{F_2F_0}$ e a distância $\overline{F_3F_2}$. Porém, quando se considera o modelo com retornos variáveis de escala (o modelo BCC), a eficiência – em um modelo orientado para produto – da DMU F_0 é a razão entre a distância $\overline{F_2F_0}$ e a distância $\overline{F_2F_1}$.

Note-se que, sobre a reta que define a fronteira de eficiência no modelo CCR, a produtividade média é igual à produtividade marginal, ou seja, a produtividade média é máxima ao longo da fronteira, o que não ocorre sempre na fronteira de eficiência do modelo BCC. Nele, como se verifica no gráfico 1, apenas o ponto B , onde as fronteiras do modelo CCR e do modelo BCC coincidem, tem a produtividade média

8. O modelo denomina-se modelo CCR em homenagem aos seus criadores Charnes, Cooper e Rhodes (ver CHARNES; COOPER; RHODES, *op. cit.*).

igual à produtividade marginal. O ponto B representa, nos termos de Banker (1984), um “most productive scale size –(MPSS)”, que poderíamos traduzir como escala ótima de produção. O modelo CCR, no qual todos os pontos ótimos são MPSS, ao impor retornos constantes de escala, considera que todos os fatores de produção tenham sido ajustados. Como modelo de avaliação, o CCR é mais adequado para análise do comportamento das DMUs no longo prazo, uma vez que, no longo prazo, todos os fatores podem ser ajustados. O modelo BCC, ao considerar retornos variáveis de escala, possibilita admitir que nem todos os fatores de produção tenham sido ajustados, ou que alguns insumos sejam fixos, ou seja, trata-se de um modelo mais adequado para análise de desempenho no curto prazo. Logo, a eficiência de uma DMU de uma dada amostra, avaliada no modelo BCC, será maior ou igual do que a eficiência desta mesma DMU, na mesma amostra, avaliada no modelo CCR. Isso pode ser demonstrado, pois a eficiência no modelo $CCR = \frac{\overline{F_2 F_0}}{\overline{F_3 F_2}}$, a eficiência no

modelo $BCC = \frac{\overline{F_2 F_0}}{\overline{F_2 F_1}}$ e como $\overline{F_3 F_2} \geq \overline{F_2 F_1}$, então $BCC \geq CCR$.

A seguir, apresentamos a representação formal de um modelo de DEA adequado ao problema ora estudado:

Seja um vetor de *inputs* $x \in R_+^n$ que produz um vetor de *outputs* $y \in R_+^m$. Uma suposição básica no presente estudo é que não se pode, e não se deseja reduzir, no curto prazo, de modo acentuado, os recursos postos à disposição dos sistemas de saúde. A otimização será realizada, preferencialmente, através da expansão da produção em um modelo orientado no sentido da *produção (output oriented model)*. A obtenção de um modelo orientado no sentido dos recursos é análoga.

Para medir o desempenho relativo de cada ano em relação a *best practice* nos J países, o seguinte problema de programação linear precisa ser resolvido, onde (x_0, y_0) é o vetor de *inputs* e de *outputs* do ano que está sendo avaliado:

Modelo CCR *output* orientado

Primal (Forma dos multiplicadores)

$$\text{Min}_{u,v} \quad v T_{x_0}$$

$$\text{S.t.} \quad u T_{y_0} = 1 \quad i = 1, \dots, 0, \dots, I$$

$$v T_{x_i} \geq u T_{y_i} \quad \text{ou} \quad -u T_{y_i} + v T_{x_i} \geq 0$$

$$u T \geq \varepsilon \vec{1}$$

$$v T \geq \varepsilon \vec{1}$$

onde:

X é uma matriz de *inputs* $n \times J$ com colunas x_j ;

Y é uma matriz de *outputs* $m \times J$ com colunas y_j ;

λ é um vetor $J \times 1$;

Dual (Forma da envoltória)

$$\text{Max}_{\theta, \lambda, s^+, s^-} \quad (\theta + \varepsilon \cdot \vec{1} s^+ + \varepsilon \cdot \vec{1} s^-)$$

$$\text{S.t.} \quad X\lambda + s^- = x_0$$

$$\theta_{y_0} + s^+ = Y\lambda \quad \text{ou} \quad \theta_{y_0} - Y\lambda + s^+ = 0$$

$$\lambda, s^+, s^- \geq 0$$

\bar{s} , s^+ são os vetores $n \times 1$ e $m \times 1$, relacionados com os excessos e as folgas (*slacks*) dos *inputs* e dos *outputs*, respectivamente;

$$\lambda, s^+, \bar{s} \geq 0$$

$\varepsilon < \lambda$ é uma constante positiva muito pequena (infinitesimal).

Estudando a eficiência no modelo, temos as seguintes propriedades:

1. Se alguma expansão radial é possível $\theta > 1$.
2. Se nenhuma expansão radial é possível $\theta = 1$.
3. No ponto ótimo $\theta = 1$, $X\lambda = x_0$ e $Y\lambda = y_0$ e todos os *slacks* são nulos.

O problema é resolvido J vezes⁹ gerando J valores ótimos para $(\theta, \lambda, \bar{s}, s^+)$. Cada unidade é avaliada segundo suas possibilidades de expandir sua produção, sujeita às restrições impostas pelo melhor desempenho observado. A solução deve gerar preços-sombra (os multiplicadores λ s) ótimos para os *inputs* e *outputs*, considerando-se as restrições de que nenhuma DMU (que, no presente caso, são os países da OCDE e o Brasil) pode estar além da fronteira e de que os multiplicadores sejam positivos. A presença do infinitésimo ε garante que a maximização radial será priorizada. Essa constante infinitesimal não é utilizada diretamente nos cálculos do modelo. Charnes, Rousseau e Semple (1992) demonstraram que não há necessidade de atribuição de valores numéricos para ε .

4 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DA DEA EM MODELOS ALTERNATIVOS

O gráfico 2 e a tabela 1 mostram os resultados obtidos pela metodologia em estudo utilizando as seguintes variáveis: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP), esperança de vida ao nascer para homens e esperança de vida ao nascer para mulheres e índice de sobrevivência infantil.

Modelo 1: modelo de maximização de *outputs* com retorno constantes de escala;

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres e índice de sobrevivência infantil.

9. O *software* utilizado foi o Warwick Windows DEA, Version 1.02 que, inicialmente, calcula a eficiência radial das unidades de acordo com as prioridades especificadas no modelo (no caso, 100% orientado para *outputs*), seguindo-se a minimização dos *slacks*.

GRÁFICO 2

Eficiência dos países no modelo 1

(Em %)

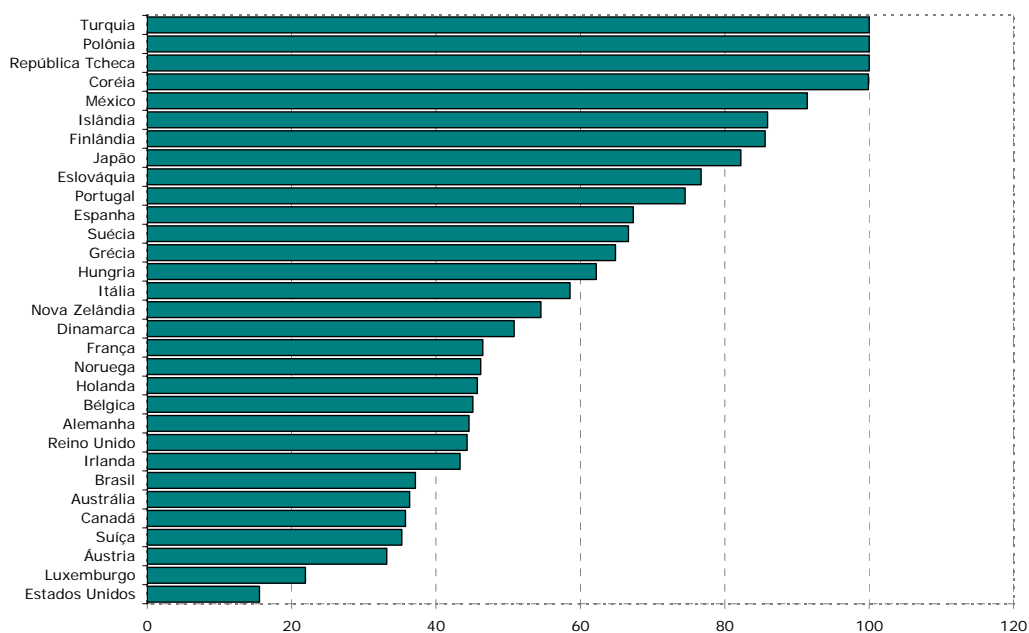


TABELA 1

Eficiência dos países no modelo 1

(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|----------------|-------------|------------------|-------------|
| Estados Unidos | 15,55 | Itália | 58,57 |
| Luxemburgo | 21,91 | Hungria | 62,20 |
| Áustria | 33,19 | Grécia | 64,87 |
| Suíça | 35,25 | Suécia | 66,66 |
| Canadá | 35,77 | Espanha | 67,34 |
| Austrália | 36,34 | Portugal | 74,49 |
| Brasil | 37,14 | Eslováquia | 76,73 |
| Irlanda | 43,32 | Japão | 82,22 |
| Reino Unido | 44,32 | Finlândia | 85,59 |
| Alemanha | 44,57 | Islândia | 85,92 |
| Bélgica | 45,10 | México | 91,43 |
| Holanda | 45,72 | Coréia | 99,90 |
| Noruega | 46,20 | República Tcheca | 100,00 |
| França | 46,50 | Polónia | 100,00 |
| Dinamarca | 50,84 | Turquia | 100,00 |
| Nova Zelândia | 54,53 | | |

Como é possível observar a partir tanto do gráfico 2, quanto da tabela 1, os Estados Unidos se mostraram o menos eficiente. República Tcheca, Polônia e Turquia apresentaram escore 100, evidenciando eficiência máxima. O Brasil, nesse caso, situa-se entre o grupo dos países menos eficientes com um escore de 37,14.

A inclusão das variáveis anos de vida recuperados para doenças transmissíveis, anos de vida recuperados para doenças não-transmissíveis e anos de vida recuperados para causas externas mantém a análise da tabela 1 e do gráfico 1. Isso está evidenciado na tabela 2 e no gráfico 3. Nesses, os Estados Unidos mantêm o pior desempenho e, além da República Tcheca, da Polônia e da Turquia, a Coreia apresenta um desempenho máximo. O Brasil mantém a 25ª posição (em ordem decrescente de eficiência) situando-se, ainda, no primeiro quartil da distribuição.

Modelo 2: modelo de maximização de *outputs* com retornos constantes de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP)

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres, índice de sobrevivência infantil, anos de vida recuperados por doenças transmissíveis; anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis e anos de vida recuperados por causas externas.

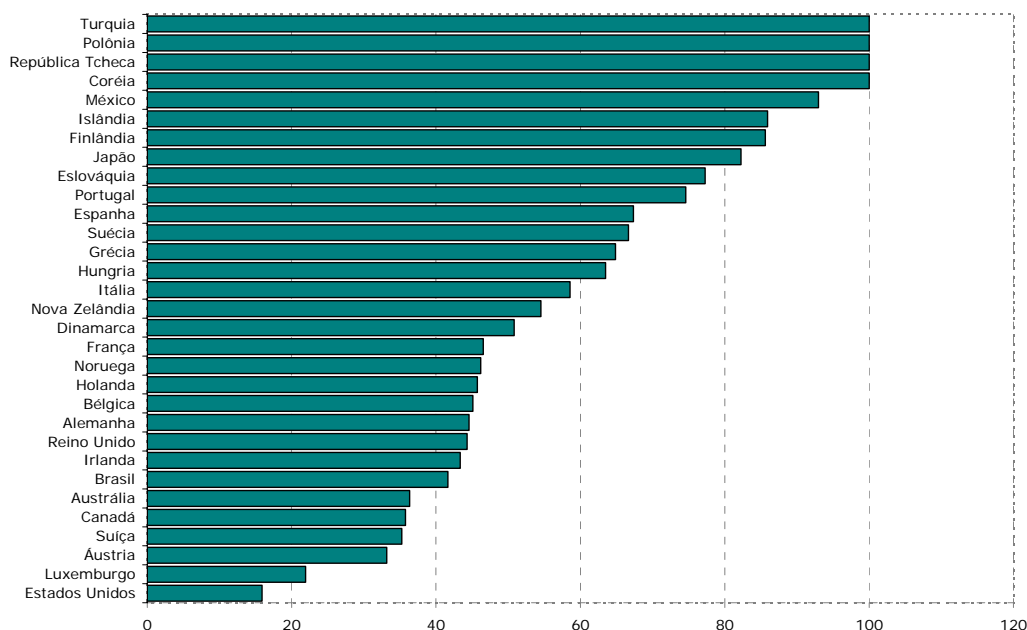
TABELA 2
Eficiência dos países no modelo 2
(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|----------------|-------------|------------------|-------------|
| Estados Unidos | 15,88 | Itália | 58,57 |
| Luxemburgo | 21,92 | Hungria | 63,48 |
| Áustria | 33,19 | Grécia | 64,87 |
| Suíça | 35,25 | Suécia | 66,66 |
| Canadá | 35,77 | Espanha | 67,35 |
| Austrália | 36,35 | Portugal | 74,59 |
| Brasil | 41,64 | Eslováquia | 77,27 |
| Irlanda | 43,34 | Japão | 82,25 |
| Reino Unido | 44,32 | Finlândia | 85,61 |
| Alemanha | 44,57 | Islândia | 85,92 |
| Bélgica | 45,12 | México | 92,98 |
| Holanda | 45,72 | Coreia | 100,00 |
| Noruega | 46,20 | República Tcheca | 100,00 |
| França | 46,53 | Polônia | 100,00 |
| Dinamarca | 50,84 | Turquia | 100,00 |
| Nova Zelândia | 54,54 | | |

GRÁFICO 3

Eficiências dos países no modelo 2

(Em %)

**4.1 TESTANDO A UNICIDADE DA FRONTEIRA**

O objetivo desta subseção do estudo consiste na aferição da unicidade da FE, conforme proposto e utilizado por Charnes, Cooper e Rhodes (1981), Gstach (1995), e por Brockett e Golany (1996). Esse procedimento já foi aplicado em prestadores de serviços de saúde neste mesmo setor por Prior (1996) (hospitais gerais na Espanha) e, no Brasil, em hospitais universitários federais por Marinho e Façanha (2000). Conforme veremos, tal procedimento verifica se a amostra analisada é homogênea (no sentido que passamos a descrever) e, portanto, passível de testes de comparabilidade. Buscamos distinguir entre o desempenho devido à qualidade dos sistemas de saúde por razões não atribuíveis à gestão dos mesmos, e o desempenho devido à qualidade da gestão. Por exemplo, um mau resultado pode ser, em princípio, atribuível a problemas de gestão (uma “má” gestão) ou a problemas estruturais (um “mau” sistema). Para mitigar o problema, realiza-se a avaliação em separado de subgrupos dos sistemas, com a projeção de cada um deles para os valores ótimos (os *targets*) nos subgrupos, e a posterior comparação unificada dos subgrupos ajustados para os valores ótimos. Os testes serão aplicados apenas no modelo mais amplo (o modelo 2), originando o modelo 3, por motivos de concisão do estudo, e porque os resultados podem ser estendidos em modelos mais simples, que tendem a discriminar mais as DMUs. A realização dos testes seguiu o seguinte roteiro:

1. Considerando o gasto com saúde *per capita* o principal *input* do modelo, a amostra composta por 31 países foi dividida em duas subamostras. O critério utilizado para compô-las foi dividir a amostra inicial pela mediana do gasto com saúde *per capita* (Reino Unido = US\$ 2.559,90) no modelo CCR (retornos constantes de escala) que, conforme vimos, apresenta um *ranking* com maior

discriminação do que o modelo BCC (retornos variáveis de escala). Feito isso, foram calculadas duas novas fronteiras de eficiência para cada subamostra especificada, gerando novos *targets* (valores ótimos de cada variável para cada unidade em estudo);

2. O próximo passo foi ajustar as unidades de cada fronteira para seus respectivos níveis ótimos, substituindo os valores observados das variáveis dos países ineficientes pelos *targets* indicados;

3. Posteriormente, calcula-se uma nova fronteira para a amostra global ajustada (as duas subamostras conjuntamente);

Cabe, neste ponto, uma observação importante. Uma das variáveis utilizadas no modelo foi esperança de vida ao nascer. Quando são calculados os valores ótimos desta variável, podem surgir valores não realistas. Um exemplo¹⁰ corresponde ao caso em que o *target* gerado para esta variável foi de 193 anos para os Estados Unidos, o que claramente não é factível. Portanto, utilizou-se o seguinte procedimento: para valores maiores que o valor máximo desta variável na amostra original (valor observado), substituiu-se o valor calculado pelo modelo por esse limite máximo. O limite máximo observado para a esperança de vida ao nascer, na amostra, é atingido no Japão (79 anos para homens e 86 anos para mulheres).

4. Após o cálculo da nova fronteira, divide-se novamente a amostra pela metodologia indicada no item 1 (mediana da distribuição do gasto *per capita* em saúde) e, utilizando testes não-paramétricos, testa-se a hipótese nula de que ambas as amostras sejam estatisticamente iguais.

O teste de Spearman denota que as amostras são independentes. Assim, conforme Brockett e Golany (1996), o mais indicado para a verificação da unicidade da FE é o teste de Mann-Whitney. Esse teste não-paramétrico, similar ao teste *t*, visa comprovar se duas amostras estatisticamente independentes pertencem à mesma população. O teste de Mann-Whitney gera uma estatística *W*, obtida na soma dos *rankings* da subamostra menor ou, em caso de amostras do mesmo tamanho, daquela que for listada primeiro, e que será comparada com uma estatística semelhante gerada na outra subamostra. Se as amostras pertencerem a uma mesma população, os *rankings* de ambas devem ser parecidos. Em nosso caso, o teste rejeita a hipótese de que a fronteira seja única. Assim, no modelo mais amplo, existem diferenças estatisticamente significativas entre os dois grupos de países, e as amostras são estatisticamente heterogêneas. Os resultados utilizando a referida metodologia são apresentados no modelo 3, representado nos gráficos 4 e 5 e nas tabelas 3 e 4.

Testes de independência entre as amostras – teste de Spearman

Teste de hipótese:

H_0 : as amostras são independentes;

H_1 : as amostras não são independentes; Número de observações = 15;

Spearman's rho = -0,4410 (estatística de teste);

10. O conjunto completo dos *targets* de todas as variáveis, para todos os países, não é apresentado devido a sua enorme extensão, mas está disponível com os autores.

Prob > | t | = 0,0999;

Teste de unicidade das fronteiras (teste de Mann-Whitney)

Teste de hipótese:

H_0 : as fronteiras são iguais;

H_1 : as fronteiras não são iguais;

| DIC | Observações | Soma dos <i>rankings</i> | Esperado |
|-----------|-------------|--------------------------|----------|
| 0 | 15 | 120 | 240 |
| 1 | 16 | 376 | 256 |
| Combinado | 31 | 496 | 496 |

Variância não-ajustada = 640;

Ajuste para vínculos = -74,84;

Variância ajustada = 565,16;

$Z = -5,048$ (estatística de teste);

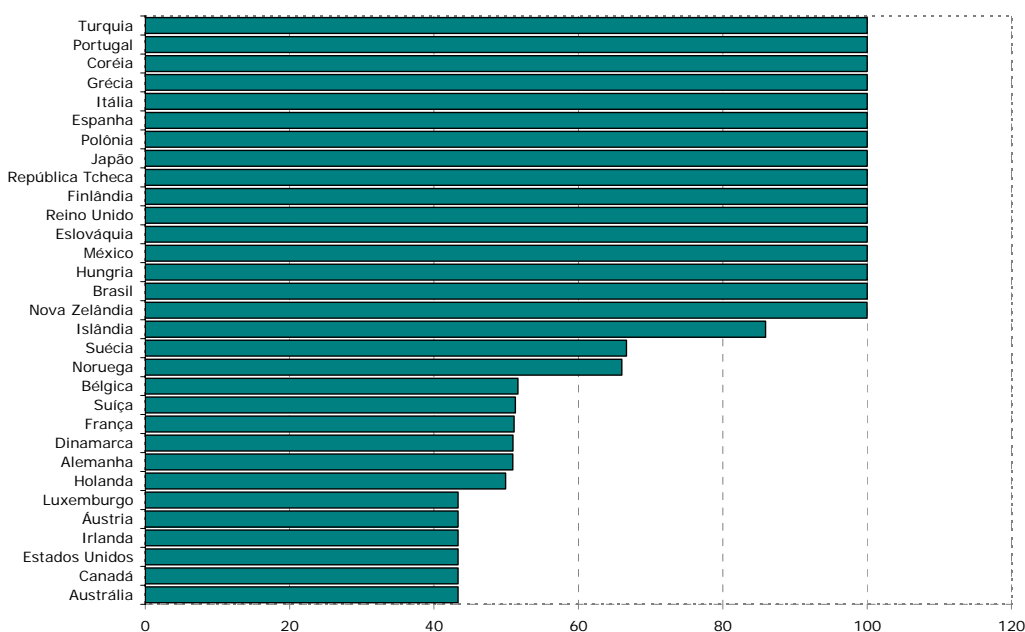
Prob > | t | = 0,000.

Modelo 3: modelo de maximização de *outputs* com retornos constantes de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres, índice de sobrevivência infantil, anos de vida recuperados por doenças transmissíveis; anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis e anos de vida recuperados por causas externas.

GRÁFICO 4
Eficiência dos países no modelo 3
(Em %)

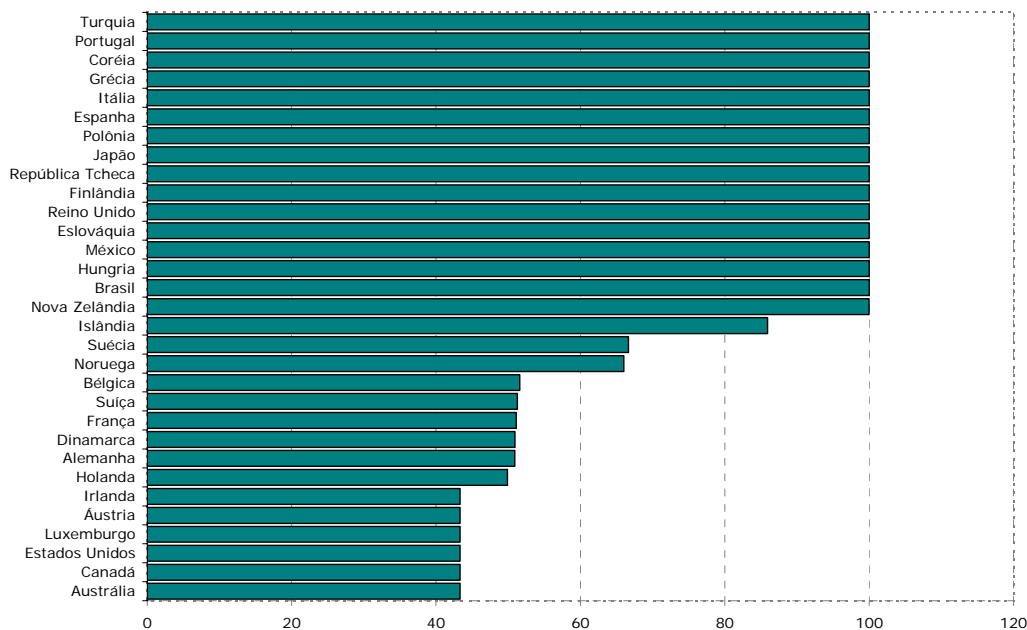


Obs.: Não foram impostas restrições nas variáveis esperança de vida ao nascer para homens e esperança de vida ao nascer para mulheres.

GRÁFICO 5

Eficiência dos países no modelo 3

(Em %)



Obs.: Foram aplicadas restrições nas variáveis esperança de vida ao nascer para homens e esperança de vida ao nascer para mulheres (limite máximo de 79 anos para homens e de 86 anos para mulheres).

TABELA 3

Eficiências dos países no modelo 3

(Em %)

| Sem restrições na esperança de vida ao nascer | | | |
|---|-------------|------------------|-------------|
| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
| Austrália | 43,32 | Brasil | 100 |
| Canadá | 43,33 | Hungria | 100 |
| Estados Unidos | 43,33 | México | 100 |
| Irlanda | 43,33 | Eslováquia | 100 |
| Áustria | 43,33 | Reino Unido | 100 |
| Luxemburgo | 43,33 | Finlândia | 100 |
| Holanda | 49,91 | República Tcheca | 100 |
| Alemanha | 50,91 | Japão | 100 |
| Dinamarca | 50,92 | Polônia | 100 |
| França | 51,11 | Espanha | 100 |
| Suíça | 51,27 | Itália | 100 |
| Bélgica | 51,63 | Grécia | 100 |
| Noruega | 66,03 | Coreia | 100 |
| Suécia | 66,65 | Portugal | 100 |
| Islândia | 85,92 | Turquia | 100 |
| Nova Zelândia | 99,99 | | |

TABELA 4

Eficiências dos países no modelo 3

(Em %)

| Com restrições na esperança de vida ao nascer | | | |
|---|-------------|------------------|-------------|
| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
| Austrália | 43,32 | Brasil | 100 |
| Canadá | 43,32 | Hungria | 100 |
| Estados Unidos | 43,32 | México | 100 |
| Luxemburgo | 43,32 | Eslováquia | 100 |
| Áustria | 43,32 | Reino Unido | 100 |
| Irlanda | 43,33 | Finlândia | 100 |
| Holanda | 49,90 | República Tcheca | 100 |
| Alemanha | 50,90 | Japão | 100 |
| Dinamarca | 50,93 | Polônia | 100 |
| França | 51,12 | Espanha | 100 |
| Suíça | 51,26 | Itália | 100 |
| Bélgica | 51,62 | Grécia | 100 |
| Noruega | 66,03 | Coreia | 100 |
| Suécia | 66,65 | Portugal | 100 |
| Islândia | 85,92 | Turquia | 100 |
| Nova Zelândia | 99,99 | | |

Vemos que, na amostra ajustada pelo teste de unicidade, com ou sem imposição de restrição de limite máximo para a esperança de vida ao nascer, o Brasil apresenta eficiência máxima. O mesmo ocorre com os seguintes países: Hungria, México, Eslováquia, Reino Unido, Finlândia, República Tcheca, Japão, Polônia, Espanha, Itália, Grécia, Coreia, Portugal e Turquia. Por essa análise, os países que apresentaram os piores desempenhos foram Austrália, Canadá, Estados Unidos, Irlanda, Áustria e Luxemburgo. É importante ressaltar, ainda, que o escore de eficiência de cada país na tabela 3, e o correspondente escore na tabela 4 (e nos gráficos 4 e 5) divergem, quando muito, na segunda casa decimal, o que seria irrelevante, dadas as limitações e os objetivos de nosso estudo. As tabelas são aqui apresentadas, entretanto, para ilustrar a possibilidade de ocorrência de valores atípicos ou extravagantes nos *targets* (valores ótimos calculados na DEA), e a relativa robustez do nosso exercício ao problema, que pode ser relevante em outros contextos.

Considerando o alto grau de heterogeneidade da amostra utilizada, principalmente pela inserção do Brasil, os próximos exercícios tiveram como objetivo tentar explicar os determinantes dessas dessemelhanças que estivessem além do controle dos gestores dos sistemas de saúde de cada país.

4.2 AS VARIÁVEIS AMBIENTAIS (VARIÁVEIS NÃO-DISCRICIONÁRIAS)

A amostra utilizada neste estudo apresenta um alto grau de heterogeneidade, seja com relação aos indicadores de saúde empregados ou às características físicas e populacionais dos países da OCDE e do Brasil. Por essa razão, tornou-se necessário incluir, na análise dos sistemas de saúde, variáveis não-controláveis pelos gestores desses sistemas dos países mas que, em certa medida, poderiam impactar no desempenho destes com relação à provisão dos cuidados à saúde das populações adscritas. Assim, a fim de captar essas desigualdades, nesta parte do artigo, serão realizados estudos incluindo as seguintes variáveis não-discricionárias, ou ambientais, para cada país: população; área geográfica; e densidade demográfica. Os dados populacionais foram obtidos na National Geographic Society (ver o apêndice A). Outras variáveis não-discricionárias de interesse (por exemplo, a proporção de fumantes na população, ou o consumo de bebidas alcoólicas) e mais relacionadas com a saúde poderiam ser incluídas, mas a ausência de dados confiáveis limita essa possibilidade. No entanto, vale atentar para o fato de que variáveis desse tipo, de certo modo, impactam a esperança de vida ao nascer e a taxa de mortalidade infantil, contempladas no estudo. O consumo de álcool, embora indiretamente, afeta até mesmo as causas externas de mortalidade. E os gestores dos sistemas de saúde costumam influenciar tais variáveis por meio de campanhas educativas, o que as torna menos discricionárias do que as variáveis bastante exógenas¹¹ aos sistemas de saúde, que utilizamos. Os resultados são os que se seguem abaixo, evidenciados nos gráficos 6 a 10 e nas respectivas tabelas 5 a 10.

No primeiro conjunto de evidências, especificamente o gráfico 6 e a tabela 5, foram utilizados, como *input*, o gasto com saúde *per capita* e, como *outputs*, a esperança de vida ao nascer para homens; a esperança de vida ao nascer para

11. O tamanho da população talvez não seja tão exógeno, pois é influenciado pela taxa de mortalidade, pela esperança de vida e pela eventual presença de controles de natalidade.

mulheres; e o ISR. Nesse caso, a variável não-discrecional utilizada foi a população de cada país. A população, a coletividade e os grupos humanos são as bases naturais de estudos epidemiológicos (para detalhes, ver DEVER, 1998; ROUQUAYROL; ALMEIDA FILHO, 2001).¹² Em princípio, podemos especular que maiores populações podem gerar maiores problemas de gestão e de controle de grandes sistemas de saúde; apresentam maiores possibilidades de contágios de doenças transmissíveis e de violências, relacionados a grandes aglomerações e a grandes centros urbanos; suscitam maiores possibilidades de desigualdades sociais; apresentam maiores dificuldades para acompanhamento de indivíduos; e costumam exibir grande diversidade de doenças e de agravos à saúde. Além disso, as prováveis disparidades étnicas, religiosas, culturais e políticas, usualmente presentes em grandes contingentes populacionais, não devem, em princípio, favorecer a gestão dos sistemas de saúde em tais circunstâncias. Assim, países com grandes populações, como o Brasil e os Estados Unidos, e México, entre outros, podem ter a sua avaliação prejudicada em arcabouços metodológicos que não contemplem compensações para esta característica específica. O oposto poderia ocorrer com países com populações relativamente pequenas, como Suíça, Luxemburgo, Bélgica etc. Problemas de gestão similares aos encontrados em grandes contingentes populacionais poderiam ocorrer em países com territórios (área geográfica) muito grandes, na nossa amostra, por exemplo, o Brasil e os Estados Unidos. Nesses casos, as grandes distâncias e os prováveis obstáculos naturais podem servir, no mínimo, de elementos multiplicadores de custos; de deseconomias de escala (devidas às eventuais necessidades de dispersão dos serviços); e de dificuldade de acesso das populações aos serviços. Adicionalmente, eventuais divisões político-administrativas poderiam ser elementos complicadores da gestão de sistemas de saúde. Um modo inicial, ainda que muito rudimentar, de tentar reduzir as influências de ambas as variáveis, é utilizar, conforme mostraremos, a densidade demográfica nos modelos. Obviamente, tal síntese não elimina todo o conjunto de óbices e de disparidades já mencionadas mas, conforme veremos, é um primeiro passo nessa direção. A necessidade de inclusão de indicadores mais precisos e úteis, por ora, fica apenas registrada, mas é de interesse dos desejados desdobramentos de nossa pesquisa.

Na prática, os modelos de DEA acomodam esses problemas de diversas maneiras. Uma delas, que aqui adotaremos, inclui essas variáveis não-discrecionais no conjunto de restrições dos modelos, mas não na função objetivo a ser maximizada (como em nossos modelos que são *output oriented*), ou minimizada.^{13,14} Uma alternativa bastante adotada, por exemplo, em Marinho (2003), consiste no método de dois estágios. Nesses modelos, as variáveis não-discrecionais são empregadas como variáveis explicativas (independentes), em modelos de regressão nos quais os escores de eficiência calculados pela DEA são as variáveis dependentes. Assim, consegue-se inferir os impactos de tais variáveis sobre os escores de eficiência das DMUs sob análise. Essa abordagem é problematizada por Simar e Wilson (2007), que discutem as propriedades dos estimadores das regressões, pois os estimadores da

12. Rouquayrol e Almeida Filho (2001, p. 15) asseveram, ainda, que "A epidemiologia é o eixo da saúde pública".

13. Tal método, em princípio, nos parece naturalmente mais compatível (conforme veremos mais adiante) com a utilização de FEs, porque permitem incluir, diretamente, as mesmas variáveis em ambos os tipos de fronteiras.

14. Para mais informações técnicas, ver Charnes *et al.* (1994, cap. 3).

DEA não são serialmente independentes. Cabe ressaltar, ainda, que o modelo que utilizamos, apresentado em Banker e Morey (1986), pode fazer alguma superestimativa dos escores de eficiência das DMUS por, eventualmente, comparar algumas das unidades com outras em situação desfavorável, conforme argumenta Ruggiero (1996). Entretanto, ainda que isso efetivamente ocorra (o que é um problema empírico não trivialmente tratável), alguma correção é feita, com resultados aprimorados em relação a modelos que não consideram o problema.

Modelo 4: modelo de maximização de *outputs* com retornos constantes de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres, ISR e população (variável não-discrecional).

GRÁFICO 6
Eficiências dos países no modelo 4
(Em %)

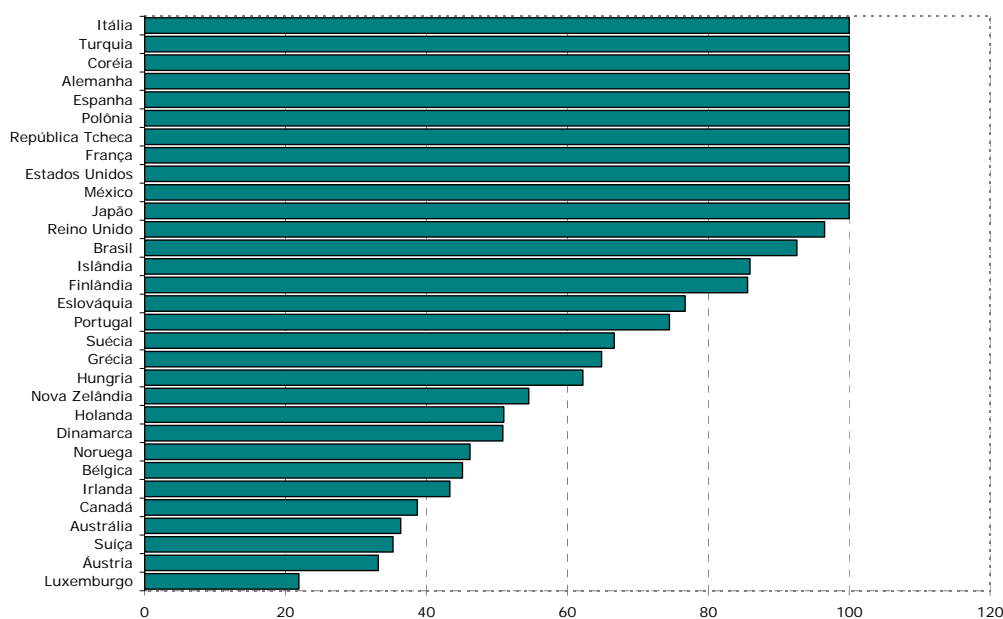


TABELA 5
Eficiências dos países no modelo 4
(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|---------------|-------------|------------------|-------------|
| Luxemburgo | 21,91 | Finlândia | 85,59 |
| Áustria | 33,19 | Islândia | 85,92 |
| Suíça | 35,25 | Brasil | 92,56 |
| Austrália | 36,34 | Reino Unido | 96,51 |
| Canadá | 38,71 | Japão | 100,00 |
| Irlanda | 43,32 | México | 100,00 |
| Bélgica | 45,10 | Estados Unidos | 100,00 |
| Noruega | 46,20 | França | 100,00 |
| Dinamarca | 50,84 | República Tcheca | 100,00 |
| Holanda | 50,99 | Polônia | 100,00 |
| Nova Zelândia | 54,53 | Espanha | 100,00 |
| Hungria | 62,20 | Alemanha | 100,00 |
| Grécia | 64,87 | Coreia | 100,00 |
| Suécia | 66,66 | Turquia | 100,00 |
| Portugal | 74,49 | Itália | 100,00 |
| Eslováquia | 76,73 | | |

Analisando o gráfico 6 e a tabela 5, é possível perceber que, além dos países que já apresentavam eficiência máxima (Turquia, República Tcheca, Coréia) em modelos anteriores, países populosos melhoraram seus desempenhos, destacando-se, neste conjunto, o Brasil e os Estados Unidos. Diferentemente dos outros modelos, o país que apresentou o pior desempenho foi Luxemburgo, seguido de Áustria e Suíça. No outro extremo, os países com eficiência máxima foram Japão, México, Estados Unidos, França, República Tcheca, Polônia, Espanha, Alemanha, Coréia, Turquia e Itália.

No gráfico 7 e na tabela 6, de acordo com a lógica supramencionada, a variável não-discriminatória escolhida foi a área geográfica de cada país e os resultados são os que se seguem.

Modelo 5 : modelo de maximização de *outputs* com retornos constantes de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres, ISR e área geográfica (variável não-discriminatória).

GRÁFICO 7
Eficiências dos países no modelo 5
(Em %)

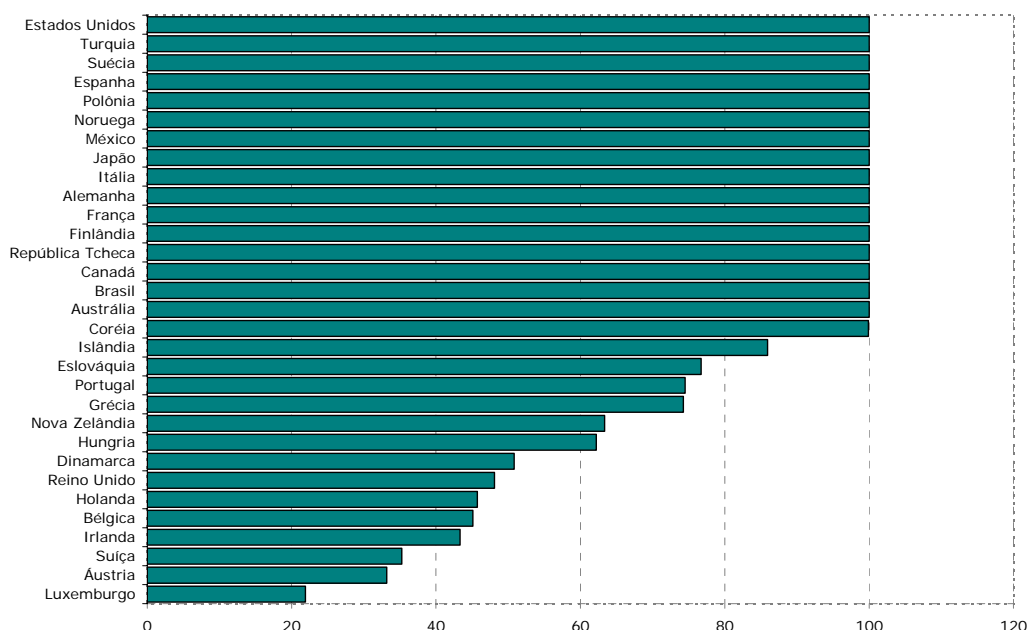


TABELA 6
Eficiências dos países no modelo 5
 (Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|---------------|-------------|------------------|-------------|
| Luxemburgo | 21,91 | Brasil | 100 |
| Áustria | 33,19 | Canadá | 100 |
| Suíça | 35,25 | República Tcheca | 100 |
| Irlanda | 43,32 | Finlândia | 100 |
| Bélgica | 45,10 | França | 100 |
| Holanda | 45,72 | Alemanha | 100 |
| Reino Unido | 48,10 | Itália | 100 |
| Dinamarca | 50,84 | Japão | 100 |
| Hungria | 62,20 | México | 100 |
| Nova Zelândia | 63,34 | Noruega | 100 |
| Grécia | 74,25 | Polônia | 100 |
| Portugal | 74,49 | Espanha | 100 |
| Eslováquia | 76,73 | Suécia | 100 |
| Islândia | 85,92 | Turquia | 100 |
| Coréia | 99,90 | Estados Unidos | 100 |
| Austrália | 100,00 | | |

A análise para o caso onde a variável não-discrecional é a área geográfica se mantém praticamente inalterada em relação ao caso da variável população. Cabe ressaltar, apenas, a inclusão de alguns países, entre eles o Brasil, para o grupo de eficiência máxima.

O gráfico 8 e a tabela 7, contudo, mostram uma reversão nos resultados dos países em termos de eficiência dos sistemas de saúde, medida pelo gasto *per capita* neste setor, quando incluída a variável não-discrecional densidade demográfica. Como é possível perceber, países populosos e/ou territorialmente extensos, que apresentavam eficiências elevadas com as variáveis não-discrecionais população e área geográfica isoladas (os modelos 4 e 5), tiveram as suas classificações pioradas. Esse novo resultado pode estar atrelado a uma ineficiência na distribuição dos serviços de saúde em grandes populações e/ou em grandes territórios, consideradas as diversas disparidades mencionadas anteriormente. Outra explicação reside na conjectura, também já comentada, de que a normalização da área geográfica pelo tamanho da população reduz os efeitos isolados dessas duas variáveis para os países grandes em ambas as dimensões (como Brasil e Estados Unidos). Isso origina resultados mais próximos aos modelos onde essas variáveis não foram consideradas (como nos modelos 1 e 2) do que naquele em que a amostra foi segmentada e ajustada (modelo 3). Os resultados são os que se seguem abaixo. Assim, em linhas gerais, os resultados obtidos são compatíveis com as nossas expectativas explicitadas *a priori*. Não incluímos simultaneamente a área geográfica e a população pois, obviamente, os resultados seriam qualitativamente os mesmos.

Modelo 6 : modelo de maximização de *outputs* com retornos constantes de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres, ISR e densidade demográfica (variável não-discrecional).

GRÁFICO 8
Eficiências dos países no modelo 6
(Em %)

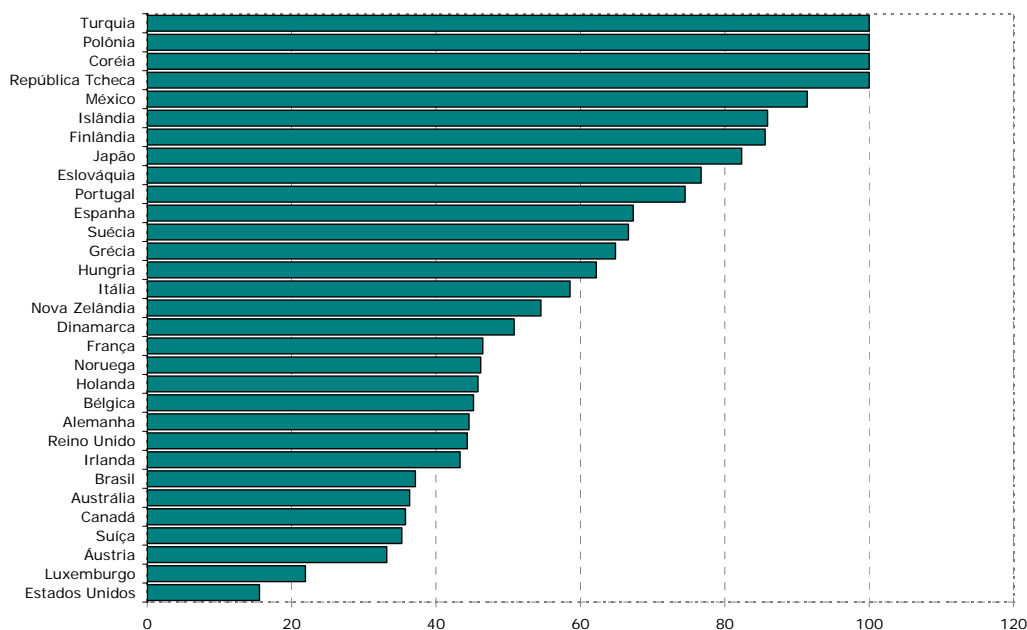


TABELA 7
Eficiências dos países no modelo 6
(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|----------------|-------------|------------------|-------------|
| Estados Unidos | 15,55 | Itália | 58,57 |
| Luxemburgo | 21,91 | Hungria | 62,20 |
| Áustria | 33,19 | Grécia | 64,87 |
| Suíça | 35,25 | Suécia | 66,66 |
| Canadá | 35,77 | Espanha | 67,34 |
| Austrália | 36,34 | Portugal | 74,49 |
| Brasil | 37,14 | Eslováquia | 76,73 |
| Irlanda | 43,32 | Japão | 82,33 |
| Reino Unido | 44,33 | Finlândia | 85,59 |
| Alemanha | 44,59 | Islândia | 85,92 |
| Bélgica | 45,19 | México | 91,43 |
| Holanda | 45,81 | República Tcheca | 100,00 |
| Noruega | 46,20 | Coreia | 100,00 |
| França | 46,50 | Polónia | 100,00 |
| Dinamarca | 50,84 | Turquia | 100,00 |
| Nova Zelândia | 54,53 | | |

Como é possível perceber, a inclusão da variável não-discrecionalidade demográfica remete à análise dos primeiros modelos (1 e 2), nos quais tanto o Brasil quanto os Estados Unidos apresentavam fraco desempenho.

Os gráficos 9, 10 e 11 e as respectivas tabelas 8, 9 e 10 são, na verdade, variações dos três últimos resultados apresentados – incluindo variáveis não-discrecionalidade – com a inclusão adicional, apenas, das variáveis anos de vida recuperados para doenças transmissíveis e anos de vida recuperados para doenças não-transmissíveis. Em resumo, podemos adiantar que as conclusões explicitadas para os modelos 4 a 6 podem ser estendidas para os resultados dos modelos 7 a 9, apresentados a seguir, dado que as posições relativas dos países não se alteraram significativamente.

Modelo 7: modelo de maximização de *outputs* com retornos constantes de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres, ISR, anos de vida recuperados por doenças transmissíveis; anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis, anos de vida recuperados por causas externas e população (variável não-discrecionalidade).

GRÁFICO 9
Eficiências dos países no modelo 7
(Em %)

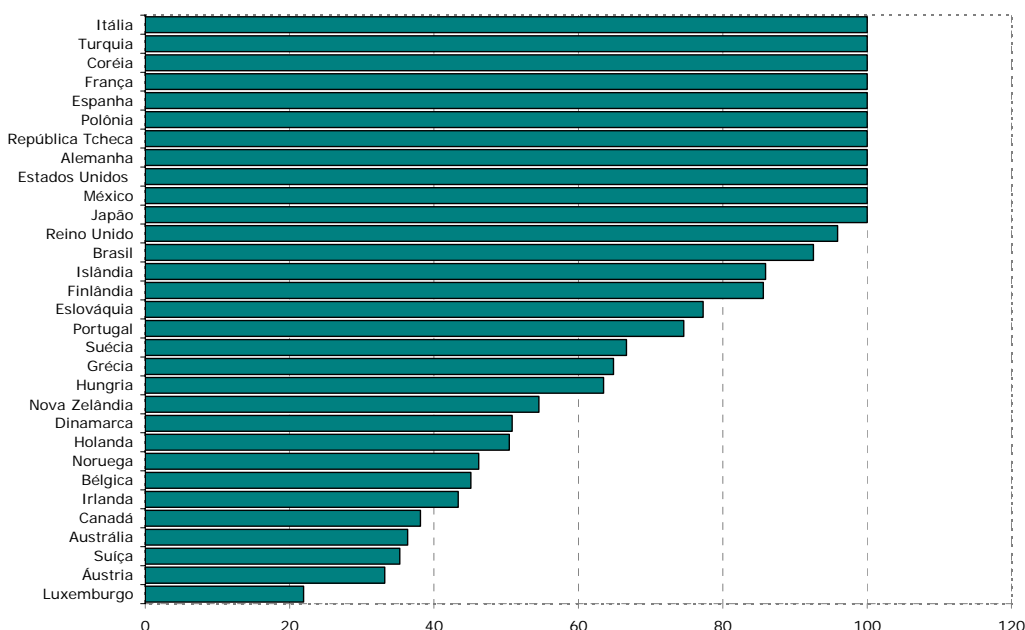


TABELA 8
Eficiências dos países no modelo 7
 (Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|---------------|-------------|------------------|-------------|
| Luxemburgo | 21,92 | Finlândia | 85,61 |
| Áustria | 33,19 | Islândia | 85,92 |
| Suíça | 35,25 | Brasil | 92,56 |
| Austrália | 36,35 | Reino Unido | 95,90 |
| Canadá | 38,12 | Japão | 100,00 |
| Irlanda | 43,34 | México | 100,00 |
| Bélgica | 45,12 | Estados Unidos | 100,00 |
| Noruega | 46,20 | Alemanha | 100,00 |
| Holanda | 50,43 | República Tcheca | 100,00 |
| Dinamarca | 50,84 | Polônia | 100,00 |
| Nova Zelândia | 54,54 | Espanha | 100,00 |
| Hungria | 63,48 | França | 100,00 |
| Grécia | 64,87 | Coréia | 100,00 |
| Suécia | 66,66 | Turquia | 100,00 |
| Portugal | 74,59 | Itália | 100,00 |
| Eslováquia | 77,27 | | |

Modelo 8: modelo de maximização de *outputs* com retornos constantes de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres, ISR, anos de vida recuperados por doenças transmissíveis; anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis, anos de vida recuperados por causas externas e área geográfica (variável não-discricionária).

GRÁFICO 10
Eficiências dos países no modelo 8
 (Em %)

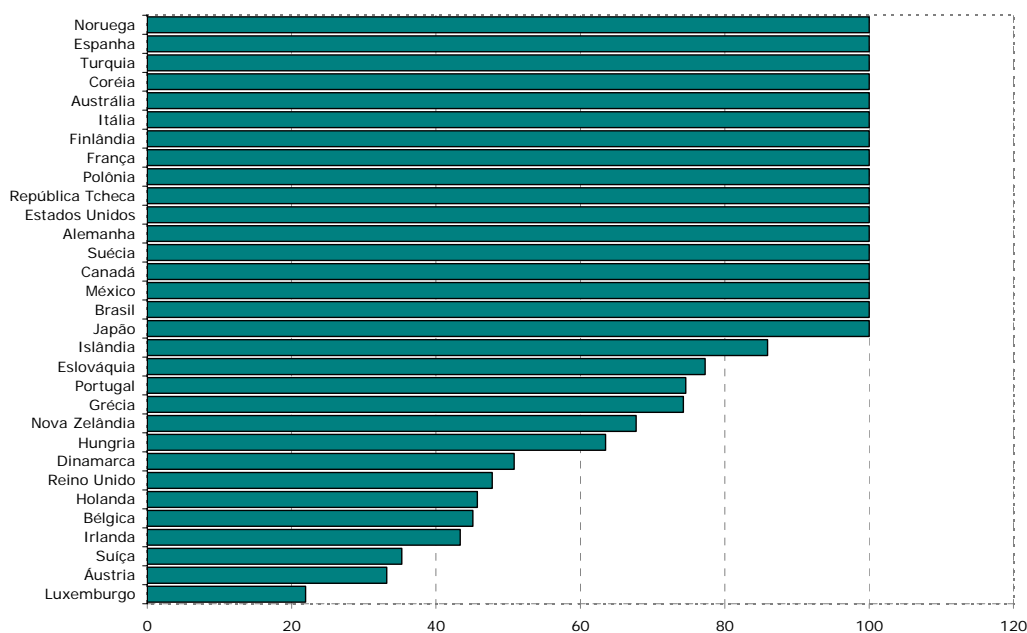


TABELA 9
Eficiências dos países no modelo 8
 (Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|---------------|-------------|------------------|-------------|
| Luxemburgo | 21,92 | México | 100 |
| Áustria | 33,19 | Canadá | 100 |
| Suíça | 35,25 | Suécia | 100 |
| Irlanda | 43,34 | Alemanha | 100 |
| Bélgica | 45,12 | Estados Unidos | 100 |
| Holanda | 45,72 | República Tcheca | 100 |
| Reino Unido | 47,79 | Polônia | 100 |
| Dinamarca | 50,84 | França | 100 |
| Hungria | 63,48 | Finlândia | 100 |
| Nova Zelândia | 67,71 | Itália | 100 |
| Grécia | 74,25 | Austrália | 100 |
| Portugal | 74,59 | Coréia | 100 |
| Eslováquia | 77,27 | Turquia | 100 |
| Islândia | 85,92 | Espanha | 100 |
| Japão | 100,00 | Noruega | 100 |
| Brasil | 100,00 | | |

Modelo 9: modelo de maximização de *outputs* com retornos constantes de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, esperança de vida ao nascer para mulheres, ISR, anos de vida recuperados por doenças transmissíveis; anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis, anos de vida recuperados por causas externas e densidade demográfica (variável não-discricionária).

GRÁFICO 11
Eficiências dos países no modelo 9
 (Em %)

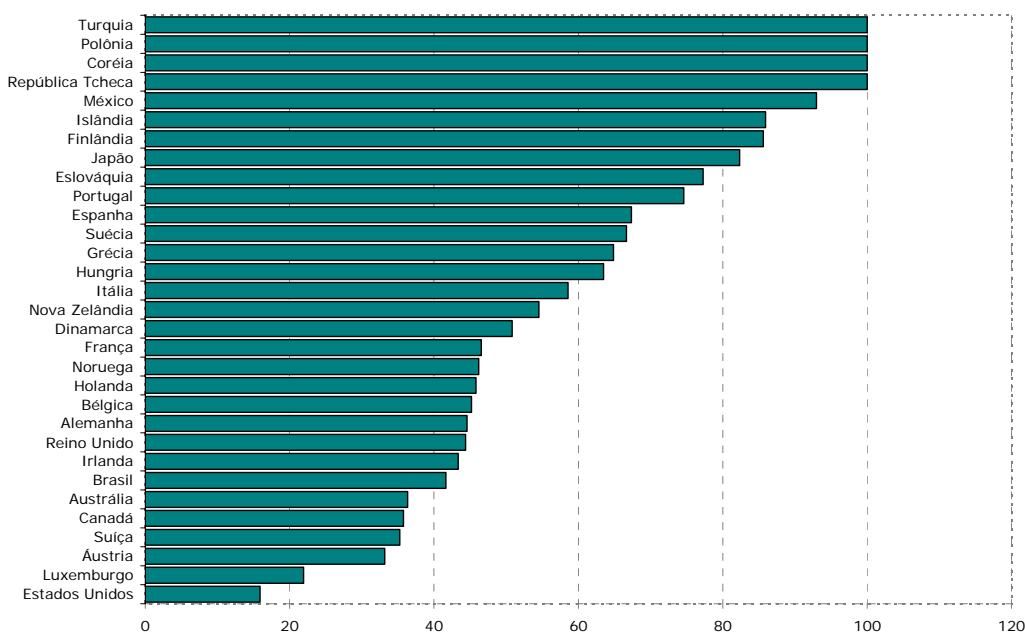


TABELA 10
Eficiências dos países no modelo 9
 (Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|----------------|-------------|------------------|-------------|
| Estados Unidos | 15,88 | Itália | 58,57 |
| Luxemburgo | 21,92 | Hungria | 63,48 |
| Áustria | 33,19 | Grécia | 64,87 |
| Suíça | 35,25 | Suécia | 66,66 |
| Canadá | 35,77 | Espanha | 67,35 |
| Austrália | 36,35 | Portugal | 74,59 |
| Brasil | 41,64 | Eslováquia | 77,27 |
| Irlanda | 43,34 | Japão | 82,33 |
| Reino Unido | 44,36 | Finlândia | 85,61 |
| Alemanha | 44,59 | Islândia | 85,92 |
| Bélgica | 45,19 | México | 92,98 |
| Holanda | 45,81 | República Tcheca | 100,00 |
| Noruega | 46,20 | Coréia | 100,00 |
| França | 46,53 | Polônia | 100,00 |
| Dinamarca | 50,84 | Turquia | 100,00 |
| Nova Zelândia | 54,54 | | |

4.3 APLICAÇÃO DA DEA COM RETORNOS VARIÁVEIS DE ESCALA

Conforme veremos, os modelos de FE não deram bons resultados quando a esperança de vida ao nascer para homens foi utilizada em conjunto com a esperança de vida ao nascer para mulheres, devido à elevada correlação entre tais variáveis. A tentativa de comparar os resultados gerados pela FE (que ainda serão apresentados, mas não permitiram comparações entre todos os modelos) com a DEA tornou necessária a realização de novos procedimentos envolvendo esta última metodologia. Além de alterar a especificação do modelo pela não-utilização da esperança de vida ao nascer para mulheres, foi incluída a opção de retornos variáveis de escala. Conforme Jacobs, Smith e Street (2006, esp. cap. 7) as FEs, *ceteris paribus*, tendem a discriminar menos as DMUs do que a DEA. Assim, naturalmente, os modelos com retornos variáveis de escala surgem como referência para comparação, por seu menor poder de discriminação (notadamente o modelo BCC) quando comparados aos modelos com retornos constantes de escala (como o modelo CCR, que vínhamos utilizando até então). Tal característica foi apresentada na seção precedente. O objetivo desta breve subseção, portanto, é mostrar os resultados das fronteiras geradas pela DEA com os modelos mais compatíveis com os utilizados no caso da FE. Os resultados são mostrados nas tabelas e gráficos que se seguem abaixo, nos modelos 10 a 14.

Modelo 10: modelo de maximização de *outputs* com retornos variáveis de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR.

Gráfico 12

Eficiências dos países no modelo 10

(Em %)

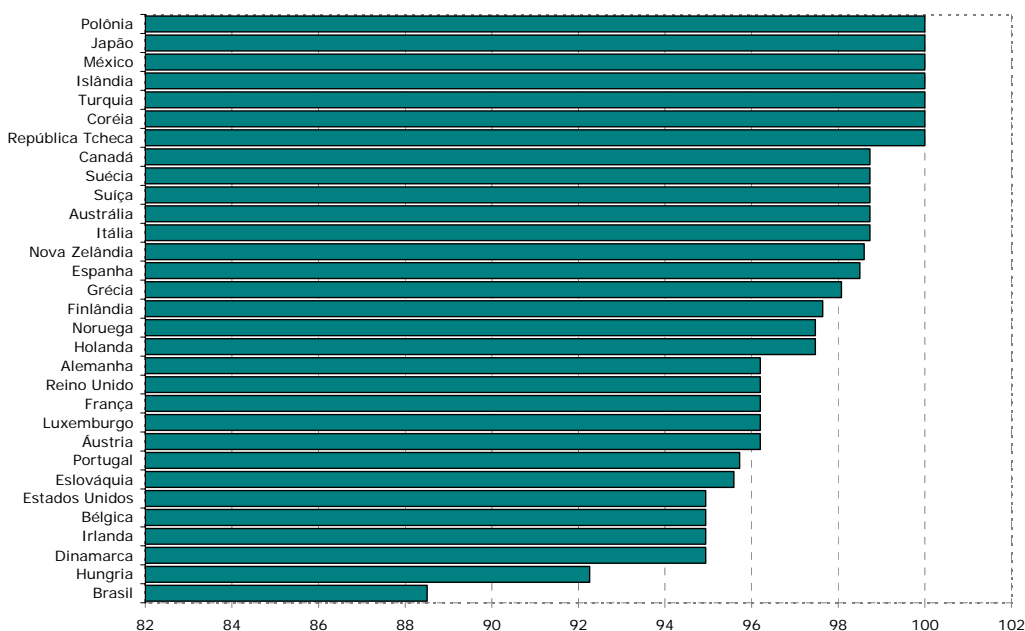


TABELA 11

Eficiências dos países no modelo 10

(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|----------------|-------------|------------------|-------------|
| Brasil | 88,51 | Grécia | 98,07 |
| Hungria | 92,26 | Espanha | 98,50 |
| Dinamarca | 94,94 | Nova Zelândia | 98,60 |
| Irlanda | 94,94 | Itália | 98,73 |
| Bélgica | 94,94 | Austrália | 98,73 |
| Estados Unidos | 94,94 | Suíça | 98,73 |
| Eslováquia | 95,59 | Suécia | 98,73 |
| Portugal | 95,72 | Canadá | 98,73 |
| Áustria | 96,20 | República Tcheca | 100,00 |
| Luxemburgo | 96,20 | Coreia | 100,00 |
| França | 96,20 | Turquia | 100,00 |
| Reino Unido | 96,20 | Islândia | 100,00 |
| Alemanha | 96,20 | México | 100,00 |
| Holanda | 97,47 | Japão | 100,00 |
| Noruega | 97,47 | Polônia | 100,00 |
| Finlândia | 97,64 | | |

Modelo 11: modelo de maximização de *outputs* com retornos variáveis de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens, ISR, anos de vida recuperados por doenças transmissíveis; anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis.

GRÁFICO 13

Eficiências dos países no modelo 11

(Em %)

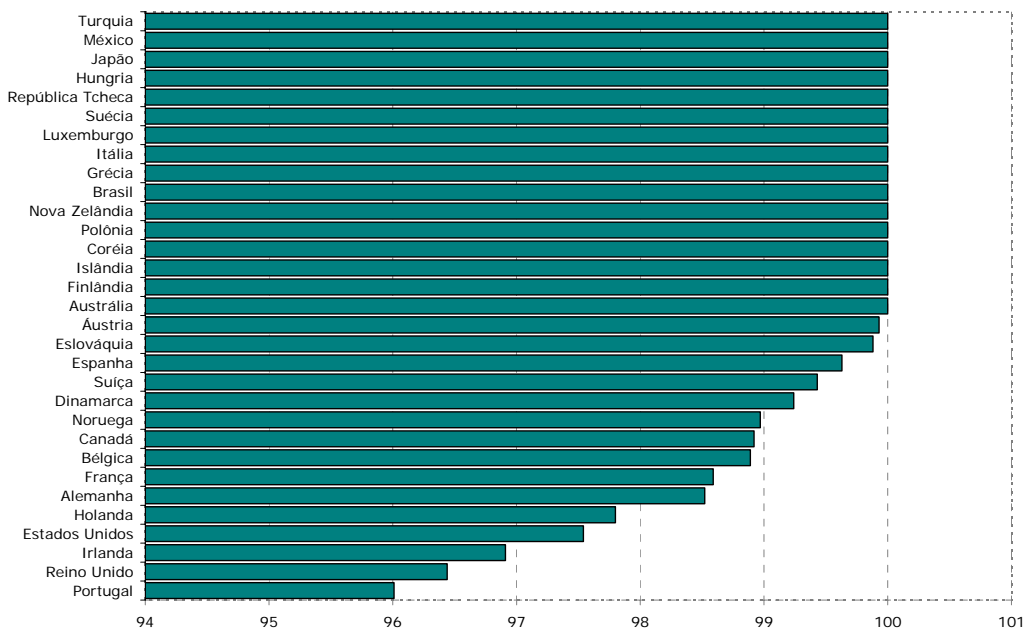


TABELA 12

Eficiências dos países no modelo 11

(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|----------------|-------------|------------------|-------------|
| Portugal | 96,01 | Finlândia | 100 |
| Reino Unido | 96,44 | Islândia | 100 |
| Irlanda | 96,91 | Coréia | 100 |
| Estados Unidos | 97,54 | Polônia | 100 |
| Holanda | 97,80 | Nova Zelândia | 100 |
| Alemanha | 98,52 | Brasil | 100 |
| França | 98,59 | Grécia | 100 |
| Bélgica | 98,89 | Itália | 100 |
| Canadá | 98,92 | Luxemburgo | 100 |
| Noruega | 98,97 | Suécia | 100 |
| Dinamarca | 99,24 | República Tcheca | 100 |
| Suíça | 99,43 | Hungria | 100 |
| Espanha | 99,63 | Japão | 100 |
| Eslováquia | 99,88 | México | 100 |
| Áustria | 99,93 | Turquia | 100 |
| Austrália | 100,00 | | |

Modelo 12: modelo de maximização de *outputs* com retornos variáveis de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR e população (variável não-discriminatória).

GRÁFICO 14

Eficiências dos países no modelo 12

(Em %)

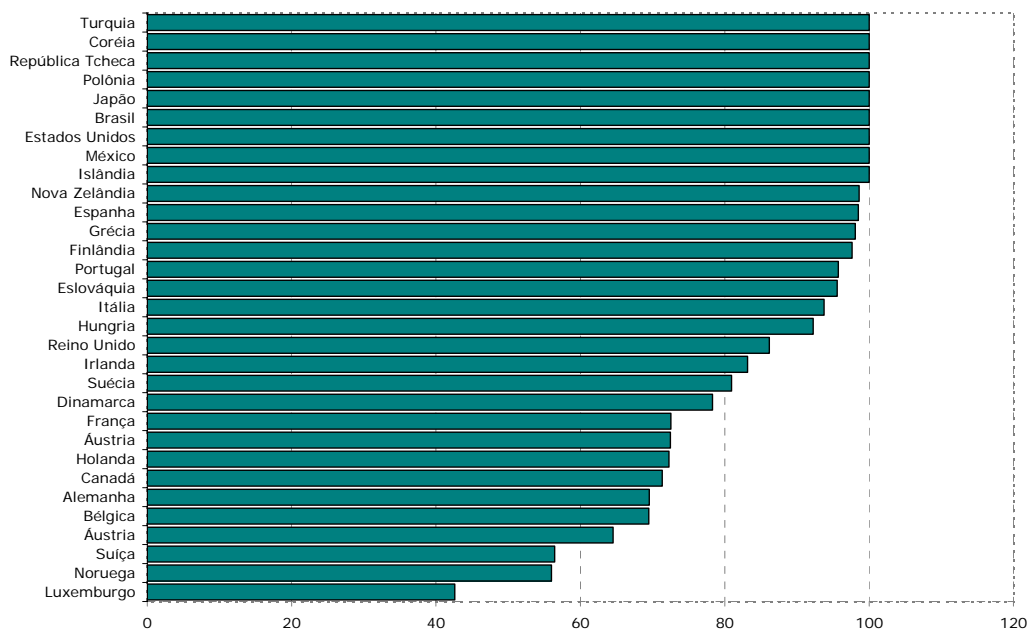


TABELA 13

Eficiências dos países no modelo 12

(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|-------------|-------------|------------------|-------------|
| Luxemburgo | 42,60 | Eslováquia | 95,59 |
| Noruega | 56,01 | Portugal | 95,72 |
| Suíça | 56,43 | Finlândia | 97,64 |
| Áustria | 64,53 | Grécia | 98,07 |
| Bélgica | 69,47 | Espanha | 98,50 |
| Alemanha | 69,55 | Nova Zelândia | 98,60 |
| Canadá | 71,34 | Islândia | 100,00 |
| Holanda | 72,27 | México | 100,00 |
| Áustria | 72,47 | Estados Unidos | 100,00 |
| França | 72,55 | Brasil | 100,00 |
| Dinamarca | 78,30 | Japão | 100,00 |
| Suécia | 80,94 | Polônia | 100,00 |
| Irlanda | 83,14 | República Tcheca | 100,00 |
| Reino Unido | 86,16 | Coreia | 100,00 |
| Hungria | 92,26 | Turquia | 100,00 |
| Itália | 93,75 | | |

Modelo 13: modelo de maximização de *outputs* com retornos variáveis de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR e área geográfica (variável não-discriminatória).

GRÁFICO 15
Eficiências dos países no modelo 13
(Em %)

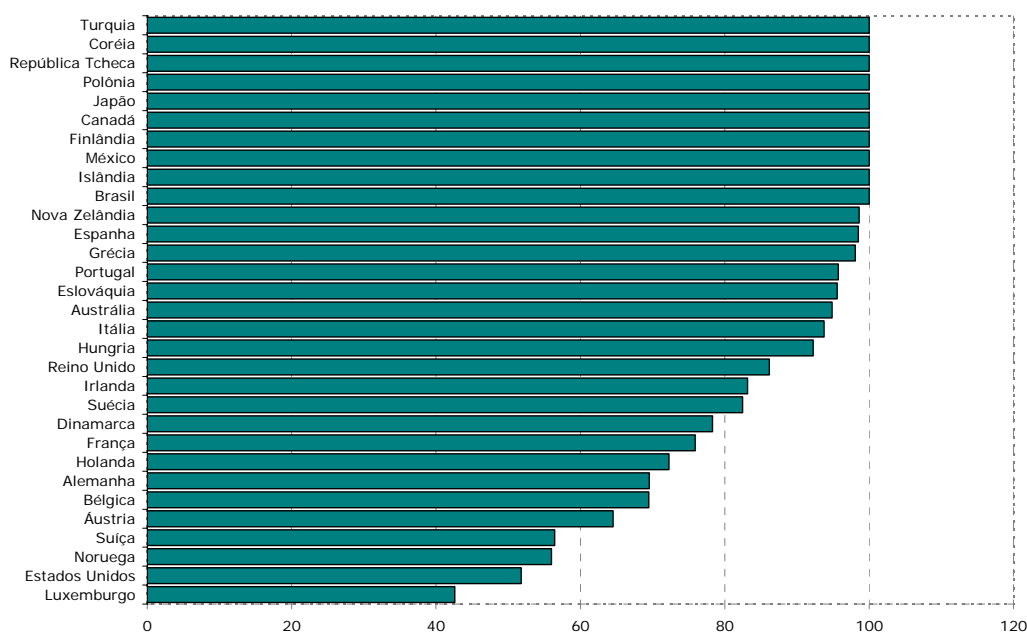


TABELA 14
Eficiências dos países no modelo 13
(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|----------------|-------------|------------------|-------------|
| Luxemburgo | 42,6 | Eslováquia | 95,59 |
| Estados Unidos | 51,81 | Portugal | 95,72 |
| Noruega | 56,01 | Grécia | 98,07 |
| Suíça | 56,43 | Espanha | 98,50 |
| Áustria | 64,53 | Nova Zelândia | 98,60 |
| Bélgica | 69,47 | Brasil | 100,00 |
| Alemanha | 69,55 | Islândia | 100,00 |
| Holanda | 72,27 | México | 100,00 |
| França | 75,91 | Finlândia | 100,00 |
| Dinamarca | 78,30 | Canadá | 100,00 |
| Suécia | 82,47 | Japão | 100,00 |
| Irlanda | 83,14 | Polônia | 100,00 |
| Reino Unido | 86,16 | República Tcheca | 100,00 |
| Hungria | 92,26 | Coreia | 100,00 |
| Itália | 93,75 | Turquia | 100,00 |
| Austrália | 94,86 | | |

Modelo 14: modelo de maximização de *outputs* com retornos variáveis de escala:

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR e densidade demográfica (variável não-discricionária).

GRÁFICO 16
Eficiências dos países no modelo 14
(Em %)

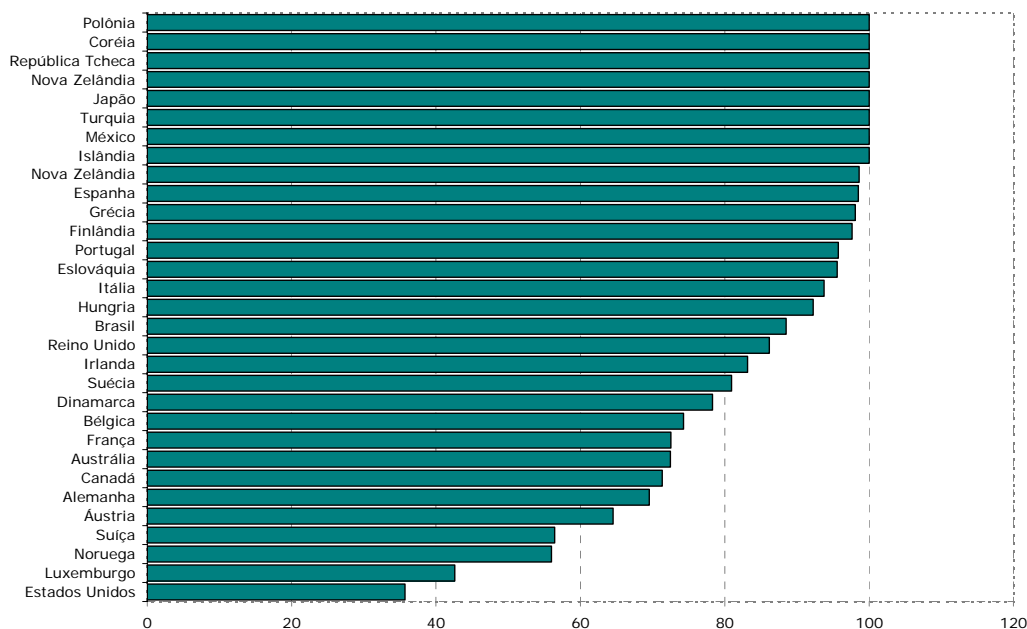


TABELA 15
Eficiências dos países no modelo 14
(Em %)

| Países | Eficiências | Países | Eficiências |
|----------------|-------------|------------------|-------------|
| Estados Unidos | 35,70 | Itália | 93,75 |
| Luxemburgo | 42,60 | Eslováquia | 95,59 |
| Noruega | 56,01 | Portugal | 95,72 |
| Suíça | 56,43 | Finlândia | 97,64 |
| Áustria | 64,53 | Grécia | 98,07 |
| Alemanha | 69,55 | Espanha | 98,50 |
| Canadá | 71,34 | Nova Zelândia | 98,60 |
| Austrália | 72,47 | Islândia | 100,00 |
| França | 72,55 | México | 100,00 |
| Bélgica | 74,29 | Turquia | 100,00 |
| Dinamarca | 78,30 | Japão | 100,00 |
| Suécia | 80,94 | Nova Zelândia | 100,00 |
| Irlanda | 83,14 | República Tcheca | 100,00 |
| Reino Unido | 86,16 | Coreia | 100,00 |
| Brasil | 88,51 | Polônia | 100,00 |
| Hungria | 92,26 | | |

Qualitativamente, como costuma ocorrer na DEA, os resultados obtidos para os modelos com retornos variáveis de escala (modelos 10 a 14) são muito similares aos obtidos com os modelos com retornos constantes de escala (modelos anteriores). Nos modelos com retornos variáveis de escala utilizados (que são modelos BCC), a maioria dos países, incluindo Brasil e Estados Unidos, são melhor avaliados do que nos modelos CCR (que admitem retornos constantes de escala) com as mesmas variáveis. Analogamente, Brasil e Estados Unidos têm piores avaliações no modelo que inclui a variável densidade demográfica do que nos modelos que incluem população ou área geográfica.

4.4 APLICAÇÃO DA DEA: DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os exercícios realizados nessa primeira parte do estudo consistiram, fundamentalmente, na análise da eficiência do sistema de saúde dos diversos países (Brasil e integrantes da OCDE) contemplados no trabalho. A metodologia básica de análise utilizada foi a DEA.

Uma análise muito geral dos exercícios evidencia resultados não muito claros, ou definitivos, para o Brasil, em termos de eficiência na provisão de serviços de saúde que se reflita em bons indicadores clássicos da saúde. A despeito do baixo volume de gastos *per capita* em saúde, o país apresentou, em quase todos os casos, uma das piores colocações da amostra.¹⁵ Contudo, partindo do princípio de que, em países muito populosos e/ou extensos, a provisão dos serviços de saúde pode ser dificultada por características não controláveis, buscou-se incluir variáveis e opções metodológicas que pudessem contornar ou absorver este problema. Assim, como esperado, com a inclusão de variáveis que refletissem o tamanho da população e área geográfica, os países com maiores valores em pelo menos um desses indicadores apresentaram melhora substancial de sua eficiência, como é o caso do Brasil e dos Estados Unidos. Todavia, mesmo que a existência de uma população numerosa e/ou um território extenso possam refletir a demanda de uma sociedade com relação aos serviços de saúde em estudo, uma análise mais profunda de como esses serviços são disponibilizados às pessoas torna-se necessário. Em outras palavras, não basta analisar as dimensões físicas e populacionais do país. A dinâmica da distribuição do serviço de saúde é de extrema relevância para inferir até que ponto é possível verificar se toda a população desfruta deste serviço de maneira equitativa e ótima. Em contraponto com os bons resultados dos países populosos e/ou extensos quando as variáveis não-discricionárias eram a população e a área geográfica, quando inserida a variável não-discricionária densidade demográfica, esses países passaram novamente a apresentar um fraco desempenho em todos os modelos propostos.

Uma conclusão preliminar de nosso trabalho poderia ser o fato de que, mesmo países que gastam consideravelmente com saúde em termos *per capita* (como os Estados Unidos), podem não ser eficientes. Ou, ainda, se o objetivo é maximizar os resultados em saúde, pode ser mais relevante gastar melhor do que gastar mais. Como o Brasil é um dos países que menos gasta *per capita* em saúde na amostra considerada, o país poderia ser considerado ruim tanto na otimização quanto no volume de

15. Em certas circunstâncias, notadamente na presença de retornos crescentes de escala, é necessário aumentar gastos para aumentar a eficiência.

recursos destinados à saúde. Entretanto, conforme vimos, a complexidade da avaliação da eficiência de serviços de saúde passa, também, por considerações a respeito de variáveis (e de indicadores) relevantes sobre os quais os gestores (e as autoridades) da saúde podem não ter muita influência (por exemplo, o tamanho da população), ou mesmo nenhuma influência (por exemplo, a área territorial).

É importante salientar que outras dimensões e indicadores, de reconhecida influência em sistemas de saúde, não podem ser incluídos em um estudo como o nosso. Uma lista, não exaustiva, inclui a natureza das instituições de saúde; as características mais precisas da demografia e da epidemiologia de cada país; questões culturais, políticas e sociais; e assim por diante. Fazemos essas ressalvas antes mesmo da apresentação e da utilização das FEs, com um objetivo bastante específico, embora ambicioso, nesta altura: motivar o leitor, para, desde já, acolher e acatar (ou não!) a necessidade de metodologias e indicadores alternativos (e quiçá complementares) na utilização de metodologias quantitativas (mesmo as clássicas) na avaliação de sistemas de saúde.

5 AS FRONTEIRAS ESTOCÁSTICAS

A segunda parte do estudo destina-se à análise dos resultados obtidos, a partir das mesmas variáveis apresentadas anteriormente, utilizando a metodologia das FEs. Além dos métodos de cálculo, uma diferença fundamental entre a DEA e a FE consiste na inclusão do termo aleatório que o segundo método contempla. Além disso, neste caso, os resultados apresentados estarão mostrando as ineficiências estimadas de cada país, e não mais a eficiência, como no caso anterior.

As FEs, devidas a Aigner, Lovell e Smith (1977), Battese e Corra (1977), e Meeusen e van den Broeck (1977) são modelos de regressão com uma perturbação assimétrica não-normal, motivados pela idéia de que desvios da fronteira de produção podem não estar inteiramente sob o controle das DMUs. No caso da DEA, todos os desvios da produção (causados, por exemplo, por falhas de equipamentos, ou erros de medida, ou má especificação do modelo) seriam avaliados como ineficiência. A interpretação, nos modelos de FE, é que cada DMU se defronta com a sua própria fronteira de produção e que essa fronteira é aleatoriamente determinada pelo conjunto de todos os elementos estocásticos que entrariam no modelo, fora do controle da DMU. Assim, a fronteira não passa necessariamente por todos os pontos de produção mais elevada, ou de mais baixo custo.

As FEs também têm ampla utilização em saúde (para exemplos, ver VITALIANO; TOREN, 1994; JACOBS; SMITH; STREET, 2006).

A formulação geral para uma fronteira de produção, como nos modelos de regressão: $y = \beta x' + \varepsilon$, com $\varepsilon = v - u$

onde:

y é o produto, x os insumos;

ε é o componente estocástico;

u é não-negativo; e

v tem distribuição de probabilidades livre.

Assume-se que v e u são independentes.

O componente v não está sob o controle das DMUs e u é um termo não-negativo, que captura a ineficiência e define a que distância a DMU está da fronteira produtiva. É usual supor que v é normalmente distribuída, ou seja, $v \sim N[0, \sigma_v^2]$. Não existe critério econômico para definir a escolha da distribuição de probabilidades de u . Em geral, assume-se que u tenha distribuição *half-normal*, normal-truncada, exponencial ou gama.

Em uma fronteira para custos, teremos $c = c(y, w) + \varepsilon$, com $\varepsilon = v + u$.

Nesse caso, c são os custos e w é o custo unitário (preços) de cada um dos fatores de produção.¹⁶

6 APLICAÇÃO DAS FRONTEIRAS ESTOCÁSTICAS NOS SISTEMAS DE SAÚDE, COM MODELOS ALTERNATIVOS

Inicialmente, tentamos utilizar um modelo de FE compatibilizando as variáveis explicativas com aquelas utilizadas nos modelos de DEA, mas tivemos problemas com a não-significância estatística dos regressores, e/ou com a não-convergência (número excessivo de iterações) dos modelos. Tais problemas, de acordo com Fried, Lovell e Schmidt *ii*, (1993) e Jacobs, Smith e Street (2006), podem advir da existência de multicolinearidades entre as variáveis explicativas. Para melhorar os modelos, e com o intuito de evitar correlações muito fortes entre as variáveis explicativas, elaborou-se a matriz de correlação entre as variáveis do estudo. Uma variável explicativa-chave para o gasto *per capita*, após inúmeras tentativas e combinações de variáveis, foi o ISR. Como evidenciado pela tabela 16, a variável discricionária que apresentou a menor correlação com esse índice foi anos de vida recuperados por causas externas, seguida pela expectativa de vida para homens.

A nossa opção inicial pelo uso da esperança de vida ao nascer para homens conjuntamente com o ISR (ou a variável clássica original, a taxa de mortalidade infantil), no entanto, fica a cargo da significativa representatividade que ambas apresentam para explicar o desempenho de sistemas de saúde (ver, a esse respeito, OMS, 2000). A escolha da especificação é corroborada, ainda, pelo fato de a variável com a menor correlação – ou seja, a empiricamente mais apropriada para explicar o gasto *per capita*, qual seja, os anos de vida recuperados por causas externas – não representar de forma tão completa os modelos de saúde e ser determinada, também, por causas que extrapolam os sistemas de saúde.¹⁷ A inclusão conjunta das três variáveis explicativas (esperança de vida ao nascer para homens, ISR, e anos de vida recuperados por causas externas) não apresentou significância estatística. O mesmo ocorreu com todas as demais variáveis utilizadas na DEA.

16. Para mais detalhes técnicos sobre as FEs, ver Fried, Lovell e Schmidt (1993) e Jacobs, Smith e Street (2006).

17. Um determinante das causas externas de mortalidade exógeno aos sistemas de saúde é a violência.

TABELA 16

Matriz de correlação

| | Índice de sobrevivência infantil | Anos de vida recuperados por doenças transmissíveis | Anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis | Anos de vida recuperados por causas externas | Esperança de vida ao nascer (homens) | Esperança de vida ao nascer (mulher) | População | Área geográfica | Densidade demográfica |
|---|----------------------------------|---|---|--|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------|-----------------|-----------------------|
| Índice de sobrevivência infantil | 1 | | | | | | | | |
| Anos de vida recuperados por doenças transmissíveis | 0,8679 | 1 | | | | | | | |
| Anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis | -0,7333 | -0,8499 | 1 | | | | | | |
| Anos de vida recuperados por causas externas | 0,2825 | 0,2453 | -0,682 | 1 | | | | | |
| Esperança de vida ao nascer (homens) | 0,7772 | 0,5777 | -0,4822 | 0,1911 | 1 | | | | |
| Esperança de vida ao nascer (mulher) | 0,8621 | 0,7287 | -0,5758 | 0,1489 | 0,9257 | 1 | | | |
| População | -0,4214 | -0,4123 | 0,2723 | 0,0247 | -0,2172 | -0,197 | 1 | | |
| Área geográfica | -0,3594 | -0,4068 | 0,4061 | -0,2497 | -0,0495 | -0,0842 | 0,6107 | 1 | |
| Densidade demográfica | -0,0259 | 0,041 | -0,1962 | 0,3057 | -0,1902 | -0,121 | 0,2637 | -0,5788 | 1 |

Uma segunda opção metodológica nos modelos de FE refere-se à escolha da distribuição dos erros.¹⁸ Em nosso caso, ela se justifica pelo número excessivo de iterações que a opção *half-normal* (*default* na maioria dos estudos) fazia uso para gerar os parâmetros e os erros que dão origem ao modelo de FE. Nesse caso, conforme Jacobs, Smith e Street (*op. cit.*), existe a forte possibilidade de problemas de convergência e a obtenção de máximos locais para a função de máxima verossimilhança. Os resultados com *half-normal*, não serão apresentados e estão disponíveis com os autores do presente estudo. Além disso, os escores de eficiência obtidos pela DEA são concentrados na cauda direita da distribuição, em torno de valores próximos de 1,0 (ou 100%).¹⁹ Devemos, ainda, ressaltar que *outliers* (DMUs com indicadores muito diferentes da média ou da mediana da distribuição) podem ser eficientes na DEA, pois a ausência de unidades similares assinala uma DMU como eficiente. O oposto ocorre nas FEs, onde toda a informação contida na amostra é

18. Ressalte-se, aqui, que continuamos optando pela função custo.

19. Para mais detalhes a esse respeito, ver Bogetoft (1994).

utilizada para a avaliação de todas as DMUs. Assim, para efeitos de comparação com a DEA, a utilização de uma distribuição bastante assimétrica, como a exponencial, não seria desaconselhável nas FEs (ver BOGETOT, *op. cit.*). Conseqüentemente, a especificação da distribuição dos erros foi efetivamente alterada para *exponencial*. Os resultados obtidos com essa opção técnica apresentaram um melhor desempenho, seja pela maior incidência de significância estatística das variáveis explicativas, seja pela redução do número de iterações necessárias.

Como é usual em modelos econométricos para reduzir problemas de heteroscedasticidade, permitir a leitura direta das elasticidades,²⁰ e facilitar a convergência dos modelos, foram utilizados os logaritmos naturais em todas as variáveis. Ressaltamos, novamente, que os modelos de FE evidenciam ineficiências. Essas são medidas em valores absolutos, e não mais percentuais, como ocorria na DEA. Os resultados das regressões são discutidos a seguir.

6.1 APLICAÇÃO DAS FRONTEIRAS ESTOCÁSTICAS: DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A análise dos resultados obtidos com as FEs é apresentada na tabela 18 e no gráfico 17, que representam o nosso modelo 15.²¹ Os países em desenvolvimento da amostra (Brasil, Turquia e México) apresentaram os menores escores de ineficiência, seguidos, por Hungria, Eslováquia e Polônia. Países desenvolvidos, como Islândia, Japão, Suécia, Suíça e Itália, em ordem decrescente de ineficiência, não são bem avaliados. Os Estados Unidos obtiveram valor intermediário de ineficiência.

Modelo 15: modelo estocástico, função custo, com distribuição exponencial:

Variável dependente: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Variáveis independentes: esperança de vida ao nascer para homens e ISR.

TABELA 17
(Número de observações = 31)

| Gasto com saúde <i>per capita</i> (US\$ PPP) | Coefficiente | Erro- padrão | z | <i>P</i> > <i>z</i> | Intervalo de confiança 95% | |
|--|--------------|--------------|----------|-----------------------|----------------------------|---------|
| ISR | 0,334 | 0,103 | 3,230 | 0,001 | 0,132 | 0,537 |
| Esperança de vida ao nascer (homem) | 7,428 | 1,653 | 4,490 | 0,000 | 4,188 | 10,669 |
| Constante | -26,531 | 6,762 | -3,920 | 0,000 | -39,785 | -13,278 |
| / <i>nsig</i> 2v | -4,101 | 1,490 | -2,750 | 0,006 | -7,022 | -1,181 |
| / <i>nsig</i> 2u | -1,755 | 0,607 | -2,890 | 0,004 | -2,945 | -0,564 |
| <i>sigma</i> _v | 0,129 | 0,096 | | | 0,030 | 0,554 |
| <i>sigma</i> _u | 0,416 | 0,126 | | | 0,229 | 0,754 |
| <i>sigma</i> 2 | 0,189 | 0,089 | | | 0,014 | 0,365 |
| <i>lambda</i> | 3,232 | 0,205 | | | 2,830 | 3,635 |

Likelihood-ratio test of sigma_u = 0: chibar2(01) = 5.3 Prob > = chibar2 = 0.012

GRÁFICO 17

20. A elasticidade mede a relação entre a variação percentual dos regressores e a variação percentual da variável dependente.

21. O *software* utilizado foi o STATAm 9.0, Statistics/Data Analysis da Stata Corp.

Ineficiências dos países no modelo 15

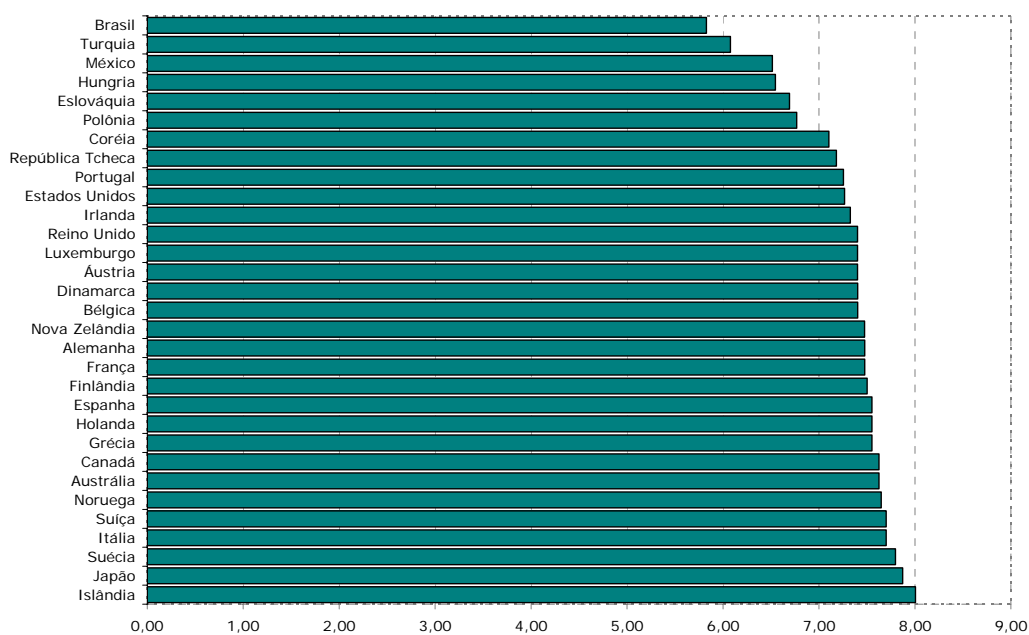


TABELA 18
Ineficiências dos países no modelo 15

| Países | Ineficiências | Países | Ineficiências |
|---------------|---------------|------------------|---------------|
| Islândia | 8,006 | Dinamarca | 7,404 |
| Japão | 7,872 | Áustria | 7,401 |
| Suécia | 7,798 | Luxemburgo | 7,401 |
| Itália | 7,701 | Reino Unido | 7,401 |
| Suíça | 7,701 | Irlanda | 7,327 |
| Noruega | 7,649 | Estados Unidos | 7,267 |
| Austrália | 7,624 | Portugal | 7,255 |
| Canadá | 7,624 | República Tcheca | 7,181 |
| Grécia | 7,552 | Coreia | 7,104 |
| Holanda | 7,552 | Polônia | 6,768 |
| Espanha | 7,552 | Eslováquia | 6,693 |
| Finlândia | 7,501 | Hungria | 6,545 |
| França | 7,478 | México | 6,515 |
| Alemanha | 7,478 | Turquia | 6,077 |
| Nova Zelândia | 7,476 | Brasil | 5,827 |
| Bélgica | 7,404 | | |

Ressalte-se que o Brasil, mesmo com o oitavo menor nível de gasto *per capita* da amostra (US\$ 1.519,70) vem apresentando uma melhora acelerada nos indicadores

da saúde²² e, em contraponto, ainda mantém um enorme hiato em relação ao nível de gasto com saúde e o máximo da amostra (Estados Unidos, com US\$ 6.096,20).

Uma conjectura para explicação desses resultados pode estar na sensibilidade dos gastos na provisão dos serviços de saúde nos indicadores de saúde que usamos. O Brasil gasta um pouco menos do que a metade do gasto médio *per capita* da amostra. Entretanto, no que diz respeito às variáveis que indicam o estado da saúde em cada país, a nação brasileira não apresenta disparidades tão grandes e evidentes em relação à média do referido grupo. Assim, a sensibilidade de cada unidade monetária investida em países como o Brasil, México e Turquia, que também apresentaram resultados razoavelmente satisfatórios, parece ser bem mais alta, no que tange à melhoria na saúde da população, em comparação ao investimento e à respectiva eficiência dos serviços de saúde de muitos dos países que compõem a OCDE. Não se quer dizer aqui que a provisão de serviços de saúde no Brasil tenha um histórico de bom desempenho ou que esse sistema apresente uma estrutura que possa ser tomada como *benchmark*. O que não podemos descartar, na verdade, são as amplas oportunidades de obtenção de promissoras relações de custo-efetividade em saúde no nosso país.

7 COMPARANDO OS RESULTADOS OBTIDOS COM AS FRONTEIRAS DE DEA E DE FE

Uma terceira alteração foi feita com o intuito de estabelecer algum critério de comparação entre os dois diferentes métodos básicos utilizados para compor o estudo, DEA e FE.

Para realizar a comparação, foram feitas regressões do tipo *tobit* e Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) que pudessem informar o grau de comparabilidade possível entre os resultados gerados pelos diferentes métodos. A bateria de testes foi realizada em duas etapas. Na primeira, foram comparadas as fronteiras de eficiência geradas pelos modelos de DEA com retornos variáveis de escala com a FE. Já comentamos que as FEs atribuem às aleatoriedades, e não somente às ineficiências, parte dos desvios em relação aos valores ótimos, o que não ocorre nos modelos de DEA, onde todos os referidos desvios são atribuídos às ineficiências. Assim, *ceteris paribus*, os modelos estocásticos costumam penalizar mais fracamente as DMUs do que os modelos de DEA. Recomendar-se-ia, portanto, em princípio (ver JACOBS, SMITH; STREET, 2006), a preferência, para comparação com as FEs, os modelos de DEA com retornos variáveis de escala (modelo BCC em nosso caso). O modelo BCC “penaliza” menos as DMUs do que os modelos com retornos constantes de escala (modelo CCR, em nosso estudo), conforme já discutimos na seção 4. Nossos resultados, obtidos em regressões que comparam os escores de DEA e FEs, corroboram tais premissas. Por outro lado, é importante assinalar que o modelo DEA com retornos constantes de escala (modelo CCR) orientado para a maximização de resultados (*outputs*) seria mais próximo de um modelo de minimização de custos. A

22. Um dado que pode comprovar essa afirmação é o fato de que, em apenas um ano, a mortalidade infantil caiu 4 pontos passando de uma taxa de 32 crianças mortas em cada mil nascidas no ano de 2004 para 28 no ano de 2005 (<http://www.who.int/whosis/whostat2007.pdf>).

fronteira dos modelos CCR, por ser uma reta que passa pela origem do gráfico (ver gráfico 1), é invariante com a orientação (maximização de *outputs* ou minimização de *inputs*). Assim, em uma segunda etapa, os resultados da FE foram comparados com os do modelo de DEA-CCR. Uma observação adicional importante é que não seria possível, sem grandes investimentos computacionais e de modelagem, tratar, nas FEs, com os *inputs* ou *outputs* não-discricionários, o que deve causar algumas assimetrias nos resultados obtidos nesses dois tipos de modelos. Para comparar a FE com os dois modelos de DEA, foram calculadas dois tipos de regressão: MQO²³ e *tobit*,²⁴ mostradas a seguir.

Regressão de MQOs:

FE: função custo; distribuição exponencial;

Input: gasto com saúde *per capita*;

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR;

DEA: orientação para *outputs*; retornos variáveis de escala:

Input: gasto com saúde *per capita*;

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR.

DEA/BCC/OO e FE/custos/exponencial

| DEA | Coefficiente | Erro-padrão | <i>t</i> | <i>P</i> > <i>t</i> | Intervalo de confiança: 95% | |
|-----------|--------------|-------------|----------|-----------------------|-----------------------------|--------|
| FE | 2,103 | 0,869 | 2,420 | 0,022 | 0,325 | 3,881 |
| Constante | 81,893 | 6,357 | 12,880 | 0,000 | 0,689 | 94,894 |

$R^2 = 0,168$.

Número de observações: 31.

FE: função custo; distribuição exponencial:

Input: gasto com saúde *per capita*;

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR;

DEA: orientação para *outputs*; retornos constantes de escala;

Inputs: gasto com saúde *per capita*;

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR.

DEA/CCR/OO e FE/custos/exponencial

| DEA | Coefficiente | Erro-padrão | <i>t</i> | <i>P</i> > <i>t</i> | Intervalo de confiança: 95% | |
|-----------|--------------|-------------|----------|-----------------------|-----------------------------|---------|
| FE | -11,886 | 8,723 | -1,363 | 0,183 | -29,727 | 5,955 |
| Constante | 146,383 | 63,779 | 2,295 | 0,029 | 15,940 | 276,383 |

$R^2 = 0,060$.

Número de observações: 31.

23. Diferentemente da regressão do tipo *tobit*, no caso dos MQOs, utilizaram-se os escores da DEA em sua forma padrão (limite mínimo = 0 e limite máximo = 100%).

24. Destaque-se que, para a realização das regressões do tipo *tobit* entre DEA e FE, é necessário inverter os escores da DEA. A especificação utilizada foi censura à esquerda em 1,0.

Regressão *tobit*

FE: função custo; distribuição exponencial;

Input: gasto com saúde *per capita*;

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR;

DEA: orientação para *outputs*, retornos variáveis de escala;

Inputs: gasto com saúde *per capita*;

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR.

DEA/BCC/OO e FE/custos/exponencial

| DEA | Coefficiente | Erro-padrão | <i>t</i> | <i>P</i> > <i>t</i> | Intervalo de confiança: 95% | |
|-----------|--------------|-------------|----------|-----------------------|-----------------------------|-------|
| FE | -0,023 | 0,012 | -1,920 | 0,064 | -0,047 | 0,001 |
| Constante | 1,191 | 0,087 | 13,750 | 0,000 | 1,014 | 1,368 |
| Sigma | 0,031 | 0,005 | | | 0,022 | 0,041 |

Pseudo $R^2 = -0,041$.

Número de observações: 31.

FE: função custo; distribuição exponencial;

Inputs: gasto com saúde *per capita*;

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR;

DEA: orientação para *outputs*; retornos constantes de escala;

Inputs: gasto com saúde *per capita* (US\$ PPP);

Outputs: esperança de vida ao nascer para homens e ISR.

DEA/CCR/OO e FE/custos/exponencial

| DEA | Coefficiente | Erro-padrão | <i>t</i> | <i>P</i> > <i>t</i> | Intervalo de confiança: 95% | |
|-----------|--------------|-------------|----------|-----------------------|-----------------------------|-------|
| FE | 0,420 | 0,450 | 0,930 | 0,358 | -0,500 | 1,340 |
| Constante | -1,083 | 3,302 | -0,330 | 0,745 | -7,826 | 5,660 |
| Sigma | 1,201 | 0,163 | | | 0,867 | 1,534 |

Pseudo $R^2 = 0,009$.

Número de observações: 31.

Conforme as nossas expectativas, somente obtivemos resultados estatisticamente significativos quando comparamos as FEs com os modelos de DEA com retornos variáveis de escala (modelo BCC). Esse fenômeno foi observado tanto no caso da regressão com MQOs ($p = 0,022$) e, mais fracamente, na do tipo *tobit* ($p = 0,064$). Os modelos DEA com retornos constantes de escala não apresentam resultados positivamente correlacionados com os modelos de FE.

8 ALGUMAS SIMULAÇÕES PRELIMINARES SOBRE OS CUSTOS DA MELHORIA DA SAÚDE NO BRASIL

Os modelos de FE nos permitem, com algumas reservas, realizar algumas explorações a respeito dos custos para a melhoria dos indicadores de saúde utilizados nos modelos. Tais exercícios, repetimos, têm caráter preliminar. Mas, a despeito dessas limitações, podemos inferir o potencial que desdobramentos mais refinados desse tipo de análise poderiam ter, em contextos mais realistas, para a formulação e a avaliação de políticas públicas em saúde.

Consideremos, no caso brasileiro, um valor aproximado para o IMR igual a 32 mortes por cada mil crianças nascidas vivas.

Assim, $IMR = 32$. O ISR é calculado da seguinte forma:

1º passo: Seja a quantidade de sobreviventes a cada mil crianças nascidas vivas $ISR^* = 1000 - IMR$. Então, $ISR^* = 1000 - 32 = 968$.

2º passo: Calcular o IRS. Esse é computado da seguinte forma:

$$ISR = \frac{1000 - IMR}{IMR} = \frac{ISR^*}{IMR} = 30,25.$$

Caberia, ainda, um questionamento: por que utilizar o ISR e não o indicador mais simples e direto, o ISR^* ? A resposta está na sensibilidade do ISR a mudanças no IMR. Esse é mais sensível e responde de maneira mais fidedigna do que o ISR^* às mudanças no IMR, no intervalo relevante. Seguem-se abaixo exemplos fictícios:

1) Suponha que o IMR dobre, ou seja, passe de $IMR = 32$ para $IMR = 64$. Nesse caso,

$$ISR^* = 1000 - 64 = 936$$

$$ISR = \frac{1000 - 64}{64} = 14,625$$

2) Agora, suponhamos que o IMR se reduza à metade, ou seja, passe de $IMR = 32$ para $IMR = 16$. Nesse caso,

$$ISR^* = 1000 - 16 = 984$$

$$ISR = \frac{1000 - 16}{16} = 61,5$$

Vemos que o ISR^* varia muito pouco quando o IMR dobra, ou quando ele é dividido por 2. Já o ISR cai para um valor que é praticamente a metade quando o IMR é dividido por 2 e quase dobra quando o IMR é multiplicado por 2.

Observe-se, no modelo 15, o valor calculado (0,334) do parâmetro do ISR na FE. O gasto com saúde *per capita* foi de US\$ 1,519.70. Então, podemos realizar o seguinte exercício:

Para cada aumento de 1% no gasto com saúde *per capita* temos uma variação de 0,334% no ISR. Assim, como 1% de US\$ 1.519,70 é igual a US\$ 15,1970, temos:

$$15,197 = 0,334 \left(\frac{1000 - IMR}{IMR} \right)$$

$$IMR = 21,50538.$$

O que este exercício, muito preliminar, nos mostra é que um incremento de 1% no gasto com saúde *per capita* por ano, no caso brasileiro, teria um impacto no IMR de, aproximadamente, 10 pontos (queda de IMR = 32 para IMR = 21,50538). Ou seja, supondo um aumento de R\$ 3.701.792.584,86 (considerando toda a população do Brasil no ano em tela), por ano, em reais, e utilizando o dólar medido em termos de PPP (taxa de R\$ 1,36 para o ano de 2005),²⁵ o número de crianças que morrem até um ano de idade se reduziria para, aproximadamente, 22 mortes para cada mil crianças nascidas vivas no Brasil.

Realizaremos, ainda no contexto do modelo 15, o mesmo exercício para a variável esperança de vida ao nascer para homens. O coeficiente dessa variável na FE é igual a 7,428252. Então, um incremento de gasto com saúde *per capita* de 1%, ou seja, US\$ 15,197 a mais por ano *per capita*, causará um aumento de 4,976929 anos na esperança de vida ao nascer (masculina) no Brasil. Ou seja, para cada 1% de gasto a mais investido na saúde em termos *per capita*, o brasileiro ganha, aproximadamente, cinco anos de vida. Utilizamos o dólar medido em termos de PPP (taxa de R\$ 1,36/US\$ para o ano de 2005). Assim, para que a esperança de vida ao nascer do brasileiro aumentasse em cerca de cinco anos deveria ocorrer, considerando toda a população de 186,405 milhões de brasileiros, um aumento de R\$ 3.701.792.584,86, por ano, no gasto total em saúde.

9 COMENTÁRIOS FINAIS

O presente estudo tem como objetivo principal comparar a eficiência nos serviços de saúde do Brasil com as observadas nos países da OCDE. Apesar das usuais limitações, inclusive nos dados, recorrentes nos estudos que fazem comparações internacionais em sistemas de saúde, pudemos obter alguns achados importantes que resumimos a seguir.

É importante considerar a relativa sensibilidade dos resultados obtidos a variações nos modelos em nosso estudo. Nem sempre, na literatura, são tomados cuidados em relação a esse ponto, que julgamos importante. Afirmativas muito

25. Fonte: Banco Mundial: *Internacional Comparison Program* (<http://siteresources.worldbank.org/ICPINT/Resources/icp-final-tables.pdf>).

categoricas e/ou definitivas e enfáticas sobre desempenhos de países, em termos de eficiência de sistemas de saúde, não devem ser proferidas com base em um único modelo de análise, e caso ocorram, devem ser encaradas com grandes reservas e precauções.

Os resultados obtidos devem ser analisados com outra categoria de cuidados. É corriqueiro que avaliações de eficiência sejam confundidas com avaliação de qualidade dos serviços. Embora esta pesquisa envolva algumas variáveis típicas de estudos de qualidade de sistemas de saúde, o nosso enfoque é bastante diferente. O que procuramos investigar, por enquanto, é a relação entre os custos *per capita* nos sistemas de saúde analisados, e alguns indicadores selecionados dentro e fora do escopo de atuação das autoridades sanitárias.

Em princípio, nos modelos de DEA com retornos constantes de escala, mais adequados aos equilíbrios de longo prazo que não consideram o tamanho dos países, o Brasil não tem bom desempenho, comparado com os países da OCDE. Contudo, quando a amostra é segmentada pelo tamanho dos gastos *per capita* (corte na mediana), o país eleva substancialmente o seu desempenho, atingindo o máximo de eficiência. Elevação similar de desempenho ocorre quando introduzimos indicadores relacionados com o tamanho dos países (população e área geográfica), mas a substituição de tais variáveis pela densidade demográfica traz de volta o mau desempenho original.

Nos modelos de DEA com retornos variáveis de escala (o modelo BCC), considera-se o tamanho dos países e enfatiza-se a possibilidade de desajustes de longo prazo. Essa análise privilegia os equilíbrios de curto prazo e a posição do Brasil melhora consideravelmente em relação ao desempenho observado em modelos com retornos constantes de escala. Nesses modelos de curto prazo, a situação relativa do Brasil perante os países da OCDE é avaliada como boa ou ótima. Observou-se o mesmo panorama positivo na análise realizada com o auxílio da FE, em um modelo cujos resultados são, inclusive estatisticamente, associados com os modelos de DEA e de curto prazo (retornos variáveis de escala).

Assim, se admitirmos que os dados e os modelos utilizados são mais adequados à análise de curto prazo, o desempenho relativo do sistema de saúde do Brasil ante os países da OCDE não é ruim em termos de custo-efetividade. Como o Brasil está longe de atingir uma estabilidade dos gastos, da estrutura e do desempenho do seu sistema de saúde, tendemos a não rejeitar a aceitação de um desempenho mais favorável ao sistema de saúde brasileiro. Mesmo porque, não dispomos de séries temporais de dados que permitam avaliações da trajetória dos sistemas de saúde dos países analisados. Aparentemente, não podemos descartar a hipótese de que o investimento em saúde, no Brasil, no escopo de nosso estudo, teria retornos estimados mais elevados do que os estimados para vários países desenvolvidos da OCDE.

Ressalte-se que não estamos atestando a excelência dos serviços de saúde no Brasil. Os indicadores de saúde de nosso país são ainda muito ruins, quando comparados com a média dos mesmos indicadores observados na OCDE. O nível de gastos *per capita* também é muito baixo. Em nossa interpretação, o nosso estudo revela, de modo aparentemente consistente, que existe um amplo espaço para

investimentos no aprimoramento do sistema de saúde brasileiro. Essa afirmativa pode ser posta em outros termos. Aumentos dos gastos *per capita* em saúde no Brasil devem proporcionar, para a saúde de nossa população, nos aspectos melhor representados pelos indicadores que utilizamos, resultados bem mais auspiciosos do que os observados em muitos países da OCDE. Esse resultado não deveria ser surpreendente, pois os retornos marginais dos gastos em saúde podem ser decrescentes.²⁶ Dito de outro modo, dependendo dos indicadores utilizados, os retornos dos gastos em saúde podem crescer cada vez menos à medida que os gastos aumentam e que os indicadores melhoram. Assim, países com gastos mais elevados e com melhores indicadores de saúde podem esperar benefícios adicionais menores para cada unidade monetária adicional gasta em saúde do que países que gastam menos e apresentam piores indicadores. Então, não refutamos, na amostra, a presença de retornos marginais decrescentes para o gasto *per capita* em saúde.

Vários estudos classificam o Brasil em *rankings* de sistemas de saúde por meio de modelos de fronteiras de eficiência, e os resultados são os mais variados. Evans *et al.* (2000), empregando um modelo econométrico flexível (translog), aplicado em gastos com saúde, perfil educacional e, como resultado (*output*), um indicador sintético de condições de saúde – o Disability Adjusted Life Expectancies (DALE) colocaram o Brasil em 78º lugar entre 191 países avaliados. Nesse estudo, Omã aparece em 1º lugar; Malta em 2º; Itália em 3º; França em 4º; Turquia, 33º; Cuba, em 36º, México, 63º; Argentina, 71º; Estados Unidos em 72º; Serra Leoa em 183º; e Zimbábue na 191ª posição. Em OMS (2000), o *ranking* anterior é apresentado, embora sem identificação de autoria. Adicionalmente, um outro *ranking* é explicitado em OMS (*op. cit.*). Nesse estudo, o produto do sistema de saúde inclui, além da medida de saúde (o DALE), com peso de 50%, um conjunto de variáveis (sinteticamente denominadas *responsiveness*) relacionadas com as expectativas dos cidadãos. Tais expectativas são avaliadas em relação não somente ao que um sistema de saúde como um todo faz, mas também ao *como* ele faz. Essas variáveis (*responsiveness*), com peso de 50%, seriam representativas do respeito à dignidade e à autonomia das pessoas, e da confidencialidade das informações dos sistemas (com peso de 25% para o nível total e 25% para a distribuição ou desigualdade). Nesse caso, alguns posicionamentos interessantes seriam: Brasil em 125º lugar entre 191 países avaliados, com França em 1º lugar; Itália em 2º; Malta em 5º; Omã em 8º; Estados Unidos em 37º; Cuba, em 39º, México, 61º; Turquia, 70º; Argentina, 75º; Zimbábue em 155º; e Serra Leoa na 191ª (última) posição. Os países desenvolvidos, nessa análise, melhoram suas posições. Ribeiro e Rodrigues Júnior (2006) avaliam a eficiência dos gastos públicos na América Latina, com diversos indicadores de desempenho, incluindo saúde (mortalidade infantil e esperança de vida ao nascer). Tais autores concluem que o Brasil tem um mau desempenho, mas os resultados para a saúde não podem ser isoladamente observados no modelo de DEA utilizado. O trabalho de Afonso, Schuknecht e Tanzi (2006) tem características e resultados semelhantes (ruins) para o Brasil. Estache, Gonzalez e Trujillo (2007), em um modelo econométrico de medida de eficiência, obtiveram resultados melhores para a eficiência de gastos governamentais, incluindo saúde, em países de alta renda, quando comparados com

26. Ver, a esse respeito, Barros (2005, particularmente o cap. 4); Santerre e Neun (2000, notadamente o cap. 4); e Zweifel e Breyer 1997, especialmente o cap. 1).

países de rendas média e baixa. Todavia, também não foi possível discriminar com precisão a posição do sistema de saúde brasileiro no referido trabalho. Em resumo, não existe consenso na literatura relacionada com *rankings* de serviços de saúde dos países, embora, em princípio, os países desenvolvidos, com a notável exceção (negativa) dos Estados Unidos, apareçam nas melhores posições.

Evans *et al.* (2000) já indicavam dois caminhos para melhorar os resultados em saúde das populações: aumentar os gastos em saúde, o que nem sempre é possível, e aumentar a eficiência dos gastos. Mas sempre se pode (e se *deve*) inquirir o que se poderia fazer para aumentar a eficiência. Embora responder essa última pergunta não seja o objetivo deste trabalho, não podemos, em termos puramente conceituais, descartar a eventual simultaneidade do problema: pode ser preciso gastar mais, pelo menos na etapa inicial (por exemplo, investindo na qualificação de gestores e aprimorando o sistema de informações em saúde), para poder gastar bem. Eventualmente, os gastos totais pós-investimentos na gestão podem até mesmo ser menores do que os níveis iniciais, com resultados sensivelmente melhores.

Em princípio, os indicadores sintéticos e clássicos utilizados no presente estudo, notadamente a taxa de mortalidade infantil e a esperança de vida ao nascer (principalmente a masculina), não devem ser descartados para a avaliação geral do sistema de saúde brasileiro em relação aos países da OCDE. Nosso estudo não recomenda que indicadores mais complexos sejam descartados. Entretanto, dada a simplicidade de compreensão e a universalização do uso, os indicadores clássicos ainda merecem especial atenção. Caberia, ainda, a importante observação de que tais indicadores merecem esforços de aprimoramento, de coleta de dados e mesmo de compreensão.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. P. *Public sector efficiency. Evidence for new EU members states and emerging markets*, European Central Bank, Jan. 2006 (Working Paper Series, n. 581).
- AFONSO, A.; ST. AUBYN, M. Non-parametric approaches to education and health expenditure efficiency in OECD countries. *Journal of Applied Economics*, v. VIII, n. 2, p. 227-246, Nov. 2005.
- 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.
- BANKER, R. D. Estimating most productive scale size using data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, n. 17, p. 35-44, 1984.
- BANKER, R.; MOREY, R. C. Efficiency analysis for exogenously fixed inputs and outputs. *Operations Research*, v. 34, n. 4, p. 513-521, July/Aug. 1986.
- BARROS, P. P. *Economia da saúde. Conceitos e comportamento*. Coimbra, Portugal: Edições Almedina S.A., 2005.
- 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, n. 3, p. 169-179, Dec. 1977.
- BOGETOFT, P. Incentive efficient production frontiers: an agency perspective on DEA, *Management Science*, v. 40, n. 8, p. 959-968, Aug. 1994.
- BROCKETT, P. L.; GOLANY, B. Using rank statistics for determining programmatic efficiency differences in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 42, n. 3, p. 466-472, Mar: 1996.
- CALVO, M. C. M. Análise da eficiência produtiva de hospitais públicos e privados no Sistema Único de Saúde (SUS). In: PIOLA, S. F.; JORGE, E. L. (Orgs.). *Economia da saúde: 1º prêmio nacional – 2004: coletânea premiada*. Brasília: Ipea, DFID.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; LEWIN, A. Y.; SEIFORD, L. M. (Eds.). *Data envelopment analysis. Theory, methodology and applications*. Kluwer Academic Publishers, MA., 1994.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- _____. Evaluating program and managerial efficiency: an application of data envelopment analysis to program follow through. *Management Science*, v. 27, n. 6, p. 668-697, June 1981.
- CHARNES, A.; ROUSSEAU, J. J.; SEMPLE, J. H. Non-Archimedean infinitesimals, transcendentals and categorical inputs in linear programming and data envelopment analysis. *Int. J. Systems SCI*, v. 23, n. 12, p. 2.401-2.406, 1992.
- CHILINGERIAN, J. A. Exploring why some physicians' hospital practices are more efficient: taking DEA inside the hospital. In: CHARNES, A.; COOPER, W. W.; LEWIN, A. Y.; SEIFORD, L. M. (Eds.). *Data envelopment analysis*. London: Kluwer Academic Publishers, 1994.

- COOK, W. D.; KRESS, M.; SEIFORD, L. M. Data envelopment analysis in the presence of both quantitative and qualitative factors. *Journal of Operational Research Society*, v. 47, p. 945-953, 1996.
- DEVER, G. E. A. *A epidemiologia na administração dos serviços de saúde*. Pioneira, SP, 1998.
- ESTACHE, A.; GONZALEZ, M.; TRUJILLO, L. *Government expenditures on education, health, and infrastructure: a Naïve look at levels, outcomes and efficiency*. May 2007 (World Bank Policy Research Working Paper, n. 4.219).
- EVANS, D. B.; TANDON, A.; MURRAY, C. J. L.; LAUER, J. A. *The comparative efficiency of national health systems in producing health: an analysis of 191 countries*. World Health Organization, 2000 (GPE Discussion Paper Series, n. 29).
- FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. *The measurement of productive efficiency. Techniques and applications*. New York: Oxford University Press Inc., 1993.
- GSTACH, D. Comparing structural efficiency of unbalanced subsamples: a resampling adaptation of data envelopment analysis. *Empirical Economics*, v. 20, p. 531-542, 1995.
- JACOBS, R.; SMITH, P. C.; STREET, A. *Measuring efficiency I health care. Analytic techniques and health policy*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2006.
- KOOREMAN, P. Data Envelopment Analysis and parametric frontier estimation: complementary tools. *Journal of Health Economics*, v. 13, p. 345-346, 1994.
- LA FORGIA, G. M.; COUTTOLENC, B. F. *Hospital performance in Brazil. The search for excellence*. Washington, DC: The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank, 2008.
- MARINHO, A. Hospitais universitários: indicadores de utilização e análise de eficiência técnica. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 3, jul./set. 2002.
- _____. 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.
- MARINHO, A.; FAÇANHA, L. O. Hospitais universitários: avaliação comparativa de eficiência técnica. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 2, p. 315-349, abr./jun. 2000.
- MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, v. 18, n. 2, p. 435- 444, June 1977.
- NATIONAL GEOGRAPHIC SOCIETY. Disponível:
<<http://www3.nationalgeographic.com/places/countries/>>. Acessado em: 29 de out. 2007.
- OCKÉ-REIS, C. O. *Sistemas de saúde comparados: gasto, acesso e desempenho*. Rio de Janeiro: Ipea, nov. 2006 (Seminários Dimac, n. 237).
- OMS. Organização Mundial de Saúde – World Health Organization (WHO). *The World Health Report, 2000. Health Systems: Improving Performance*, Geneva, Switzerland, 2000.
- _____. Disponível em: <<http://www.who.int/whosis/whostat2007.pdf>>. Acessado em: 14 de jul. 2007.

- PARKIN, D.; HOLLINGSWORTH, B. Measuring production efficiency of acute hospitals in Scotland, 1991-94: validity issues in data envelopment analysis. *Applied Economics*, v. 29, p. 1.425-1.433, 1997.
- PRIOR, D. Technical efficiency and scope economies in hospitals. *Applied Economics*, v. 28, p. 1.295-1.301, 1996.
- PROITE, A.; SAMPAIO DE SOUZA, M. C. Eficiência técnica, economias de escala, estrutura da propriedade e tipo de gestão no sistema hospitalar brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE CENTROS DE PÓS - GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 32., *Anais...* –ANPEC, 2004.
- RIBEIRO, M. B.; RODRIGUES JÚNIOR, W. Eficiência do gasto público na América Latina. *Boletim de Desenvolvimento Fiscal*, Ipea, n. 3, p. 43-56, dez. 2006.
- ROUQUAYROL, M. Z.; ALMEIDA FILHO, N. *Epidemiologia e saúde*. 5ª ed., 1ª reimpressão, MEDSI, Rio de Janeiro: Editora Médica e Científica Ltda, 2001.
- RUGGIERO, J. On the measurement of technical efficiency in the public sector. *European Journal of Operational Research*, v. 90, p. 553-565, 1996.
- SANTERRE, R. E.; NEUN, S. P. *Health economics. Theories, insights and industry studies*. Revised ed. South-Western, Ohio, 2000.
- SIMAR, L.; WILSON, P. W. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production process, *Journal of Econometrics*, v. 136, Issue 1, p. 31-64, Jan. 2007.
- SMITH, P. C.; STREET, A. Measuring the efficiency of public services: the limits of analysis. *J. R. Statist. Soc. A.*, v. 168, Part 2, p. 401-417, 2005.
- VITALIANO, D. F.; TOREN, M. Cost and efficiency in nursing homes: a stochastic frontier approach. *Journal of Health Economics*, v. 13, p. 281-300, 1994.
- ZWEIFEL, P.; BREYER, F. *Health economics*. New York: Oxford University Press Inc. 1997.

APÊNDICE A

INDICADORES SELECIONADOS PARA BRASIL E OCDE

TABELA A.1a
Indicadores dos países da OCDE (e Brasil) com base em 2004

| Países | Esperança de vida ao nascer | | IMR (mil nascidos vivos) | Anos de vida perdidos por doenças transmissíveis (%) |
|------------------|-----------------------------|----------|-----------------------------|---|
| | Masculino | Feminino | | |
| | 2004 | 2004 | 2004 | 2002 |
| Alemanha | 76 | 82 | 4 | 5 |
| Austrália | 78 | 83 | 5 | 5 |
| Áustria | 76 | 82 | 5 | 3 |
| Bélgica | 75 | 81 | 4 | 5 |
| Brasil | 67 | 74 | 32 | 30 |
| Canadá | 78 | 83 | 5 | 6 |
| Coréia | 73 | 80 | 5 | 7 |
| Dinamarca | 75 | 80 | 4 | 4 |
| Eslováquia | 70 | 78 | 7 | 4 |
| Espanha | 77 | 83 | 4 | 6 |
| Estados Unidos | 75 | 80 | 6 | 9 |
| Finlândia | 75 | 82 | 3 | 5 |
| França | 76 | 83 | 4 | 6 |
| Grécia | 77 | 82 | 4 | 4 |
| Holanda | 77 | 81 | 4 | 7 |
| Hungria | 69 | 77 | 7 | 3 |
| Irlanda | 75 | 81 | 5 | 8 |
| Islândia | 79 | 83 | 2 | 5 |
| Itália | 78 | 84 | 4 | 5 |
| Japão | 79 | 86 | 3 | 8 |
| Luxemburgo | 76 | 81 | 5 | 5 |
| México | 72 | 77 | 23 | 27 |
| Noruega | 77 | 82 | 3 | 5 |
| Nova Zelândia | 77 | 82 | 5 | 5 |
| Polônia | 71 | 79 | 7 | 4 |
| Portugal | 74 | 81 | 4 | 13 |
| Reino Unido | 76 | 81 | 5 | 10 |
| República Tcheca | 73 | 79 | 4 | 3 |
| Suécia | 78 | 83 | 3 | 4 |
| Suíça | 78 | 83 | 4 | 5 |
| Turquia | 69 | 73 | 28 | 31 |

Fonte primária: World Health Organization. Elaboração dos autores.

Fonte: World Health Organization/ WHO Statistical Information System (WHOSIS)/World Health Statistics 2007. <http://www.who.int/en/>.

^a National Geographic (área territorial)/<http://www3.nationalgeographic.com/places/directory.html> - countries.

TABELA A.1b

Indicadores dos países da OCDE (e Brasil) com base em 2004

| Países | Anos de vida perdidos por doenças não-transmissíveis (%) | Anos de vida perdidos por causas externas (%) | Médicos (densidade por mil habitantes) | |
|------------------|--|---|--|------|
| | 2002 | 2002 | Valores | Anos |
| Alemanha | 86 | 10 | 3,37 | 2003 |
| Austrália | 77 | 17 | 2,47 | 2001 |
| Áustria | 83 | 14 | 3,38 | 2003 |
| Bélgica | 80 | 15 | 4,49 | 2002 |
| Brasil | 50 | 20 | 1,15 | 2000 |
| Canadá | 80 | 15 | 2,14 | 2003 |
| Coréia | 72 | 21 | 1,57 | 2003 |
| Dinamarca | 86 | 10 | 2,93 | 2002 |
| Eslováquia | 81 | 14 | 3,18 | 2003 |
| Espanha | 81 | 13 | 3,30 | 2003 |
| Estados Unidos | 75 | 17 | 2,56 | 2000 |
| Finlândia | 76 | 20 | 3,16 | 2002 |
| França | 78 | 16 | 3,37 | 2004 |
| Grécia | 83 | 13 | 4,38 | 2001 |
| Holanda | 85 | 8 | 3,15 | 2003 |
| Hungria | 85 | 12 | 3,33 | 2003 |
| Irlanda | 78 | 14 | 2,79 | 2004 |
| Islândia | 77 | 17 | 3,62 | 2004 |
| Itália | 86 | 10 | 4,20 | 2004 |
| Japão | 76 | 16 | 1,98 | 2002 |
| Luxemburgo | 76 | 19 | 2,66 | 2003 |
| México | 54 | 19 | 1,98 | 2000 |
| Noruega | 83 | 12 | 3,13 | 2003 |
| Nova Zelândia | 79 | 17 | 2,37 | 2001 |
| Polônia | 81 | 15 | 2,47 | 2003 |
| Portugal | 77 | 10 | 3,42 | 2003 |
| Reino Unido | 82 | 9 | 2,30 | 1997 |
| República Tcheca | 83 | 13 | 3,51 | 2003 |
| Suécia | 85 | 11 | 3,28 | 2002 |
| Suíça | 82 | 13 | 3,61 | 2002 |
| Turquia | 56 | 13 | 1,35 | 2003 |

Fonte primária: World Health Organization. Elaboração dos autores.

Fonte: World Health Organization/ WHO Statistical Information System (WHOSIS)/World Health Statistics 2007. <http://www.who.int/en/>.

^a National Geographic (área territorial)/<http://www3.nationalgeographic.com/places/directory.html> - countries.

TABELA A.1c

Indicadores dos países da OCDE (e Brasil) com base em 2004

| Países | Enfermeiros (mil habitantes) | | Leitos (mil habitantes) | | Gasto com saúde <i>per capita</i> (US\$ PPP) | População (milhares) | Área territorial ^a (km ²) |
|------------------|---------------------------------|------|----------------------------|------|---|-------------------------|---|
| | Valores | Anos | Valores | Anos | 2004 | 2005 | Sem definição |
| Alemanha | 9,72 | 2003 | 84 | 2005 | 3.171,30 | 82.689 | 357.022 |
| Austrália | 9,10 | 2001 | 40 | 2002 | 3.123,30 | 20.155 | 7.692.024 |
| Áustria | 9,38 | 2003 | 77 | 2005 | 3.417,70 | 8.189 | 83.858 |
| Bélgica | 5,83 | 2000 | 53 | 2005 | 3.132,90 | 10.419 | 30.528 |
| Brasil | 3,84 | 2003 | 26 | 2002 | 1.519,70 | 186.405 | 8.547.403 |
| Canadá | 9,95 | 2003 | 36 | 2003 | 3.173,00 | 32.268 | 9.984.670 |
| Coréia | 1,75 | 2003 | 66 | 2002 | 1.134,60 | 47.817 | 99.250 |
| Dinamarca | 10,36 | 2002 | 38 | 2004 | 2.779,60 | 5.431 | 43.098 |
| Eslováquia | 6,77 | 2003 | 69 | 2005 | 1.060,60 | 5.401 | 49.035 |
| Espanha | 7,68 | 2003 | 35 | 2003 | 2.099,20 | 43.064 | 505.988 |
| Estados Unidos | 9,37 | 2000 | 33 | 2003 | 6.096,20 | 298.213 | 9.826.630 |
| Finlândia | 14,33 | 2003 | 70 | 2005 | 2.202,50 | 5.249 | 338.145 |
| França | 7,24 | 2003 | 75 | 2004 | 3.040,10 | 60.496 | 543.965 |
| Grécia | 3,86 | 2003 | 47 | 2004 | 2.179,40 | 11.120 | 131.957 |
| Holanda | 13,73 | 2003 | 50 | 2003 | 3.092,00 | 16.299 | 41.528 |
| Hungria | 8,85 | 2003 | 79 | 2005 | 1.307,90 | 10.098 | 93.030 |
| Irlanda | 15,20 | 2003 | 57 | 2004 | 2.617,80 | 4.148 | 70.273 |
| Islândia | 13,63 | 2003 | 75 | 2002 | 3.294,40 | 295 | 103.000 |
| Itália | 5,44 | 2003 | 40 | 2004 | 2.414,40 | 58.093 | 301.333 |
| Japão | 7,79 | 2003 | 129 | 2001 | 2.292,60 | 128.085 | 377.887 |
| Luxemburgo | 9,16 | 2003 | 63 | 2004 | 5.177,60 | 465 | 2.586 |
| México | 0,90 | 2003 | 10 | 2004 | 655,40 | 107.029 | 1.964.375 |
| Noruega | 14,84 | 2003 | 42 | 2005 | 4.079,90 | 4.620 | 323.758 |
| Nova Zelândia | 8,16 | 2003 | 60 | 2002 | 2.080,90 | 4.028 | 270.534 |
| Polônia | 4,90 | 2003 | 53 | 2004 | 814,10 | 38.530 | 312.685 |
| Portugal | 4,36 | 2003 | 37 | 2004 | 1.896,90 | 10.495 | 92.345 |
| Reino Unido | 12,12 | 1997 | 39 | 2004 | 2.559,90 | 59.668 | 242.910 |
| República Tcheca | 9,71 | 2003 | 84 | 2005 | 1.412,40 | 10.220 | 78.866 |
| Suécia | 10,24 | 2002 | 52 | 1997 | 2.827,90 | 9.041 | 449.964 |
| Suíça | 10,75 | 2002 | 57 | 2004 | 4.011,30 | 7.252 | 41.284 |
| Turquia | 1,70 | 2003 | 26 | 2005 | 556,80 | 73.193 | 779.452 |

Fonte primária: World Health Organization. Elaboração dos autores.

Fonte: World Health Organization/ WHO Statistical Information System (WHOSIS)/World Health Statistics 2007. <http://www.who.int/en/>.

^a National Geographic (área territorial)/<http://www3.nationalgeographic.com/places/directory.html> - countries.

TABELA A.1d

Indicadores dos países da OCDE (e Brasil) com base em 2004

| Países | Densidade demográfica (mil habitantes/km ²) | ISR | Anos de vida recuperados por doenças transmissíveis | Anos de vida recuperados por doenças não-transmissíveis | Anos de vida recuperados por causas externas |
|------------------|--|------|--|--|---|
| | | 2004 | 2002 | 2002 | 2002 |
| Alemanha | 231,61 | 249 | 95 | 14 | 90 |
| Austrália | 2,62 | 199 | 95 | 23 | 83 |
| Áustria | 97,65 | 199 | 97 | 17 | 86 |
| Bélgica | 341,29 | 249 | 95 | 20 | 85 |
| Brasil | 21,81 | 30 | 70 | 50 | 80 |
| Canadá | 3,23 | 199 | 94 | 20 | 85 |
| Coréia | 481,78 | 199 | 93 | 28 | 79 |
| Dinamarca | 126,02 | 249 | 96 | 14 | 90 |
| Eslováquia | 110,15 | 142 | 96 | 19 | 86 |
| Espanha | 85,11 | 249 | 94 | 19 | 87 |
| Estados Unidos | 30,35 | 166 | 91 | 25 | 83 |
| Finlândia | 15,52 | 332 | 95 | 24 | 80 |
| França | 111,21 | 249 | 94 | 22 | 84 |
| Grécia | 84,27 | 249 | 96 | 17 | 87 |
| Holanda | 392,48 | 249 | 93 | 15 | 92 |
| Hungria | 108,55 | 142 | 97 | 15 | 88 |
| Irlanda | 59,03 | 199 | 92 | 22 | 86 |
| Islândia | 2,86 | 499 | 95 | 23 | 83 |
| Itália | 192,79 | 249 | 95 | 14 | 90 |
| Japão | 338,95 | 332 | 92 | 24 | 84 |
| Luxemburgo | 179,81 | 199 | 95 | 24 | 81 |
| México | 54,49 | 42 | 73 | 46 | 81 |
| Noruega | 14,27 | 332 | 95 | 17 | 88 |
| Nova Zelândia | 14,89 | 199 | 95 | 21 | 83 |
| Polônia | 123,22 | 142 | 96 | 19 | 85 |
| Portugal | 113,65 | 249 | 87 | 23 | 90 |
| Reino Unido | 245,64 | 199 | 90 | 18 | 91 |
| República Tcheca | 129,59 | 249 | 97 | 17 | 87 |
| Suécia | 20,09 | 332 | 96 | 15 | 89 |
| Suíça | 175,66 | 249 | 95 | 18 | 87 |
| Turquia | 93,90 | 35 | 69 | 44 | 87 |

Fonte primária: World Health Organization. Elaboração dos autores.

Fonte: World Health Organization/ WHO Statistical Information System (WHOSIS)/World Health Statistics 2007. <http://www.who.int/en/>.

^a National Geographic (área territorial)/<http://www3.nationalgeographic.com/places/directory.html> - countries.

APÊNDICE B

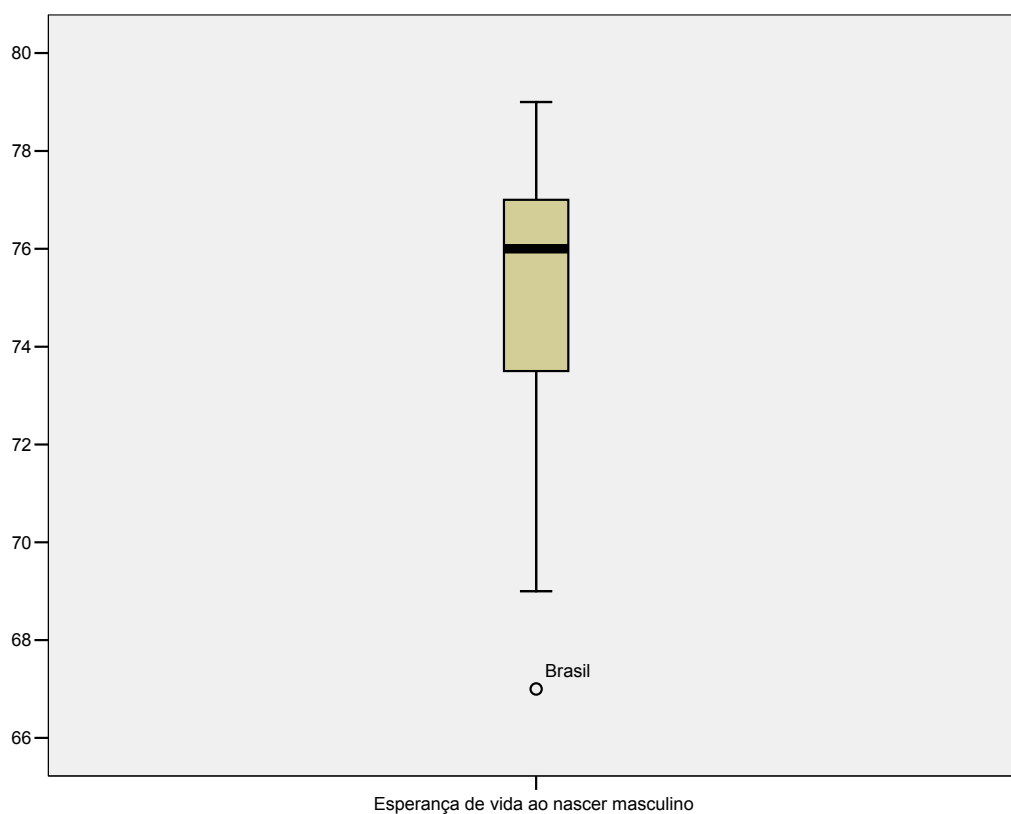
Brasil e OCDE: estatística descritiva de indicadores selecionados

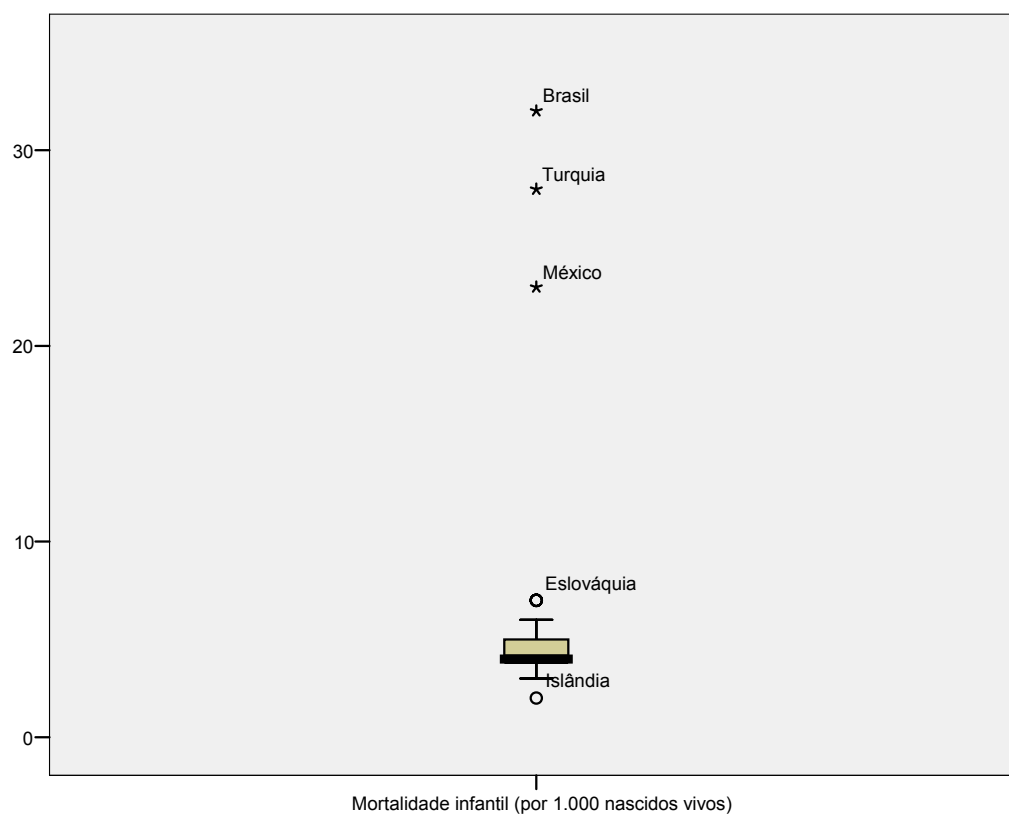
| Variáveis | Observação | Média | Desvio-padrão | Mín. | Máx. | 95% conf. interval. | |
|--|------------|---------------|---------------|-----------|---------------|---------------------|---------------|
| | | | | | | Inf. | Sup. |
| Esperança de vida ao nascer homens | 31 | 75,032 | 3,146 | 67,000 | 79,000 | 73,878 | 76,186 |
| Esperança de vida ao nascer mulheres | 31 | 80,839 | 2,782 | 73,000 | 86,000 | 79,818 | 81,859 |
| Mortalidade infantil (mil nascidos vivos) | 31 | 6,710 | 7,166 | 2,000 | 32,000 | 4,081 | 9,338 |
| Anos de vida perdidos por doenças transmissíveis (%) | 31 | 7,968 | 7,445 | 3,000 | 31,000 | 5,237 | 10,699 |
| Anos de vida perdidos por doenças não-transmissíveis (%) | 31 | 77,839 | 8,963 | 50,000 | 86,000 | 74,551 | 81,126 |
| Anos de vida perdidos por causas externas (%) | 31 | 14,290 | 3,476 | 8,000 | 21,000 | 13,015 | 15,565 |
| Médicos (densidade por mil habitantes) | 31 | 2,923 | 0,820 | 1,150 | 4,490 | 2,622 | 3,223 |
| Enfermeiros (densidade por mil habitantes) | 31 | 8,408 | 3,873 | 0,900 | 15,200 | 6,988 | 9,829 |
| Leitos (densidade por mil habitantes) | 31 | 54,903 | 23,240 | 10,000 | 129,000 | 46,379 | 63,428 |
| Gasto total em saúde <i>per capita</i> (US\$ PPP) | 31 | 2.555,558 | 1.255,142 | 556,800 | 6.096,200 | 2.095,168 | 3.015,948 |
| População (milhares de habitantes) | 31 | 43.821,770 | 64.038,430 | 295,000 | 298.213,000 | 20.332,290 | 67.311,260 |
| Área territorial (km ²) | 31 | 1.412.238,000 | 3.015.336,000 | 2.586,000 | 9.984.670,000 | 306.204,100 | 2.518.272,000 |
| Densidade (mil habitantes/km ²) | 31 | 129,113 | 122,989 | 2,620 | 481,780 | 84,000 | 174,225 |

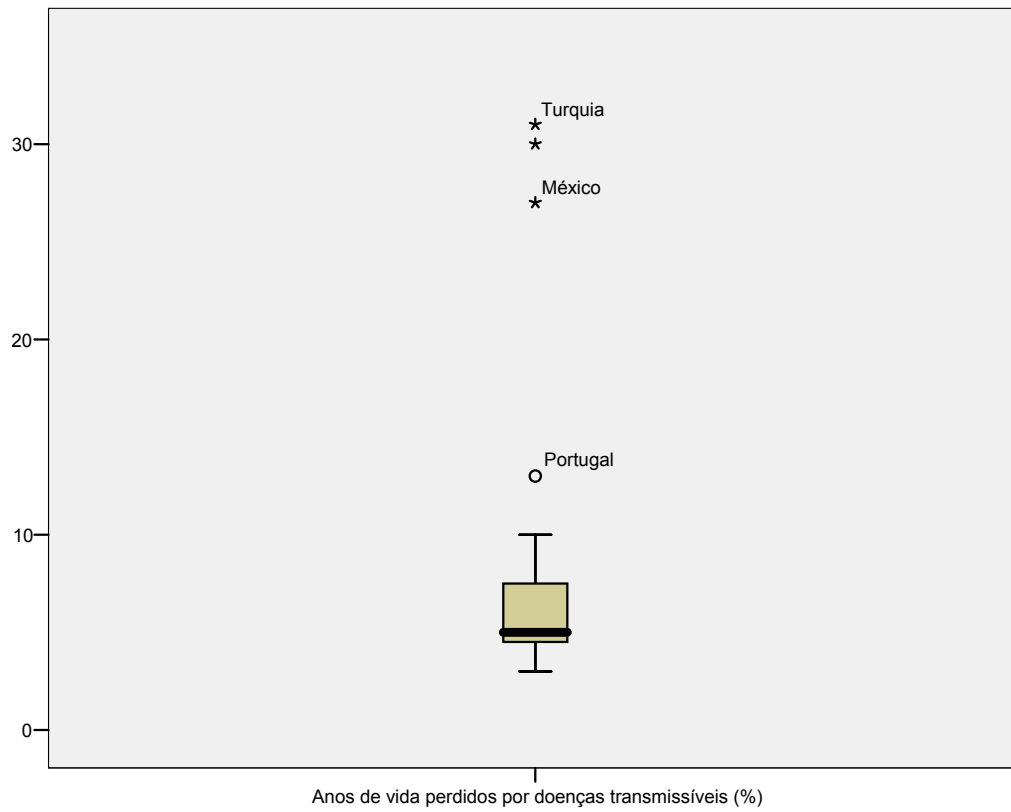
APÊNDICE C

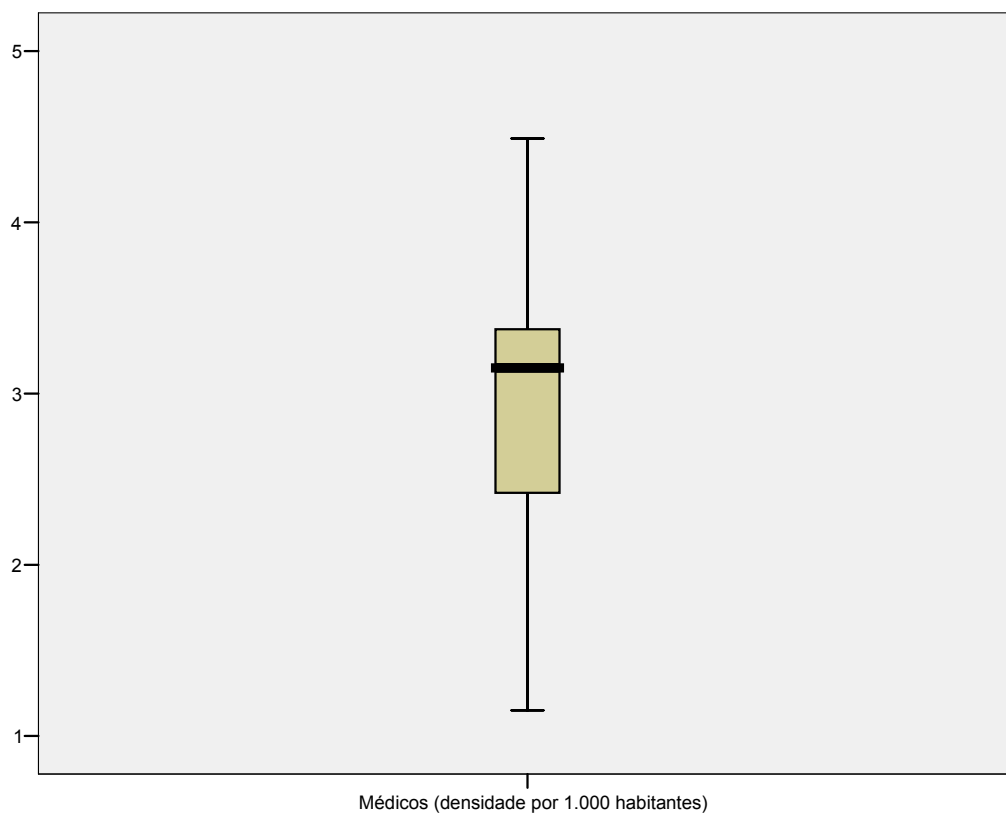
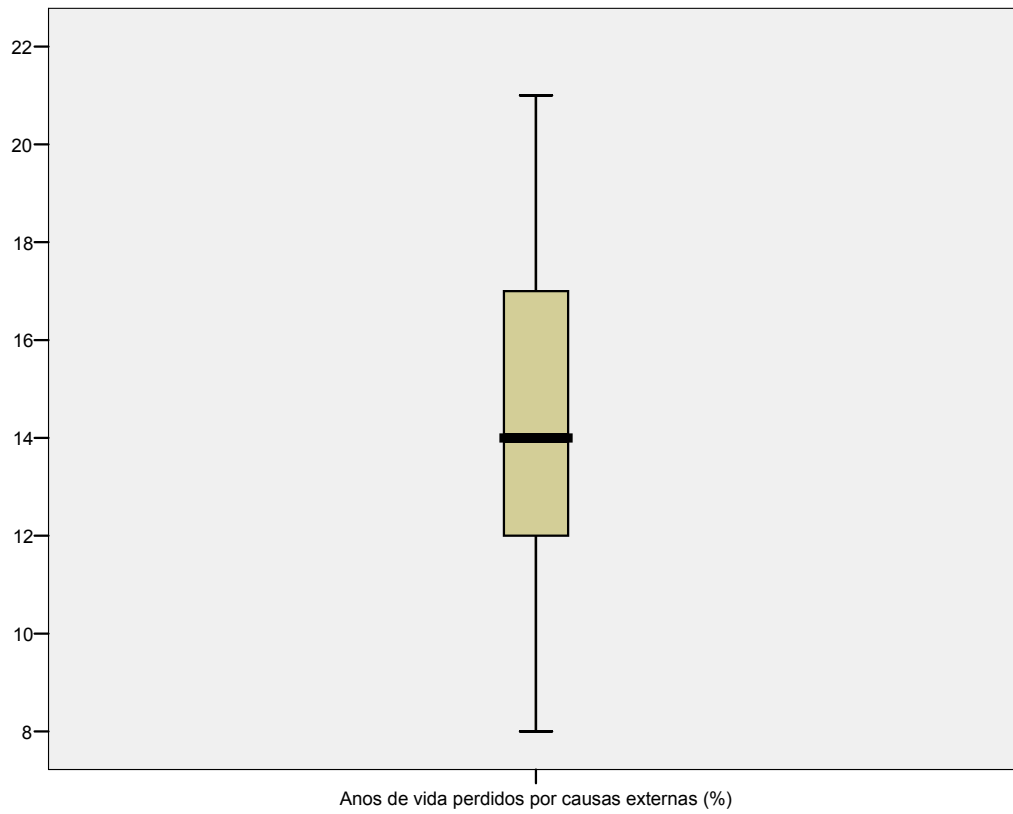
BOX-PLOT PARA INDICADORES SELECIONADOS DO BRASIL E OCDE

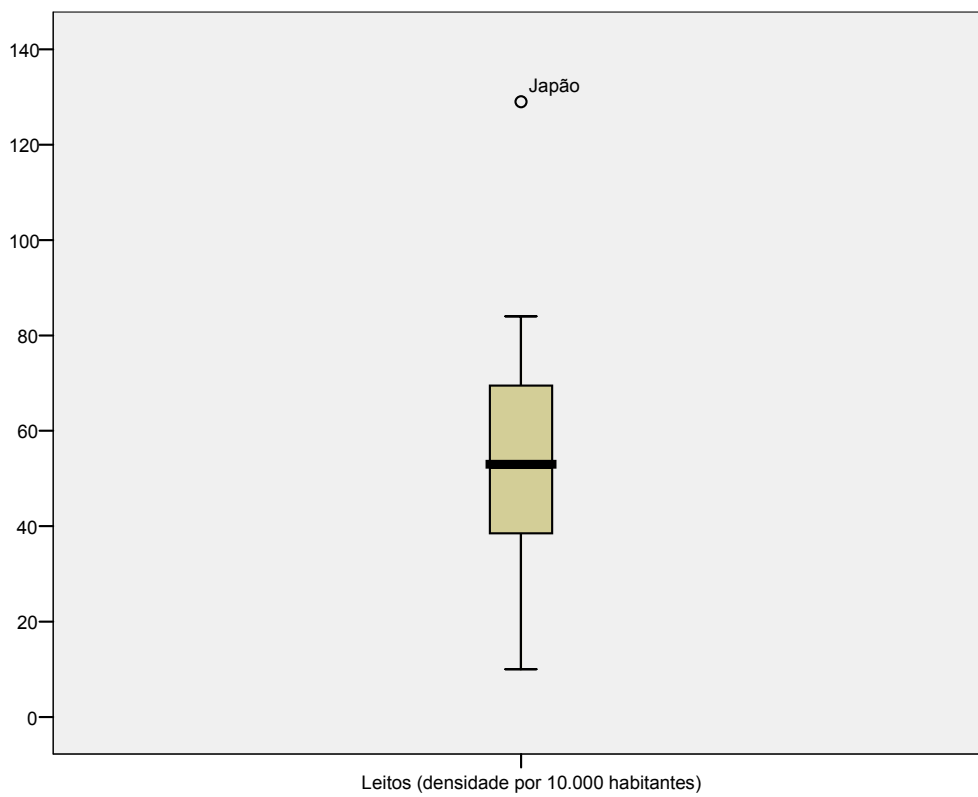
Consideremos um retângulo onde estão representados a mediana e os quartis. A partir do retângulo para cima, segue uma linha até o ponto mais remoto que não exceda $LS = q_3 + (1,5) * dq$, chamado limite superior, onde dq é a diferença entre o 1º quartil e o 3º quartil. De modo similar, da parte inferior do retângulo para baixo, segue a linha até o ponto mais remoto que não seja menor do que $LI = q_1 - (1,5) * dq$, chamado de limite inferior. Os valores compreendidos entre esses dois limites são chamados valores adjacentes, e estão representados nos diagramas como o . As observações que estiverem acima do limite superior e abaixo do limite inferior estabelecidos serão chamadas pontos exteriores, e serão representadas por $*$. Na prática, esses pontos exteriores são chamados de valores atípicos, discrepantes ou *outliers*.

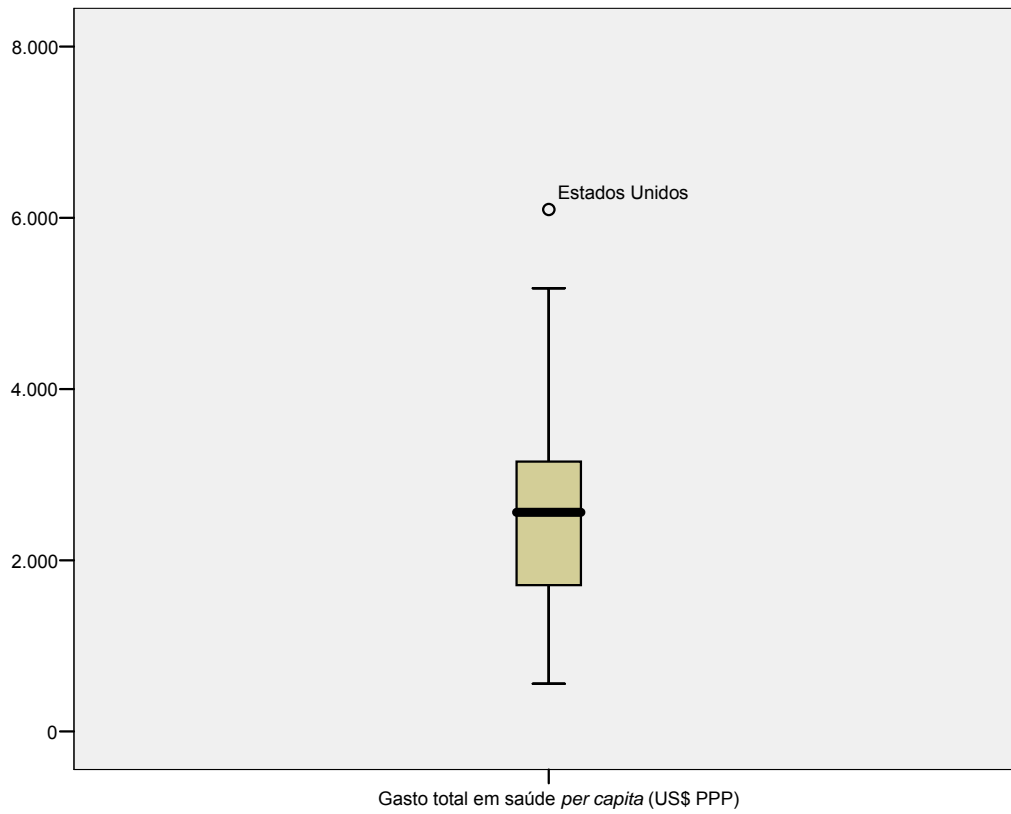


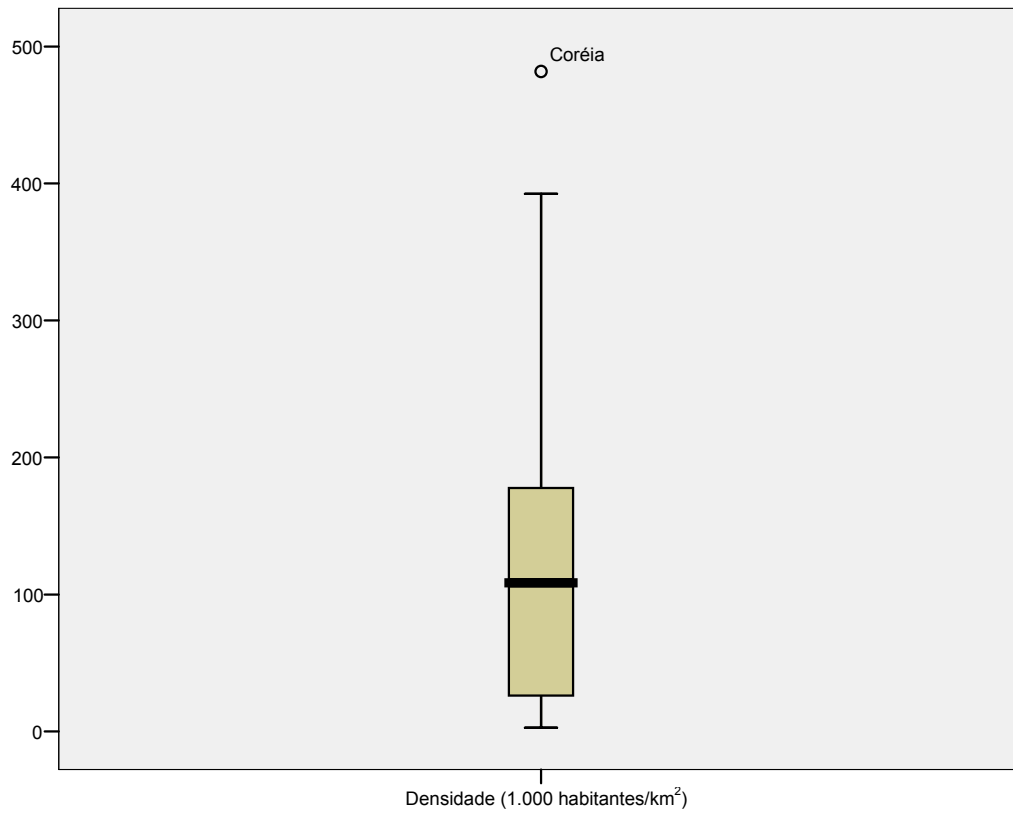


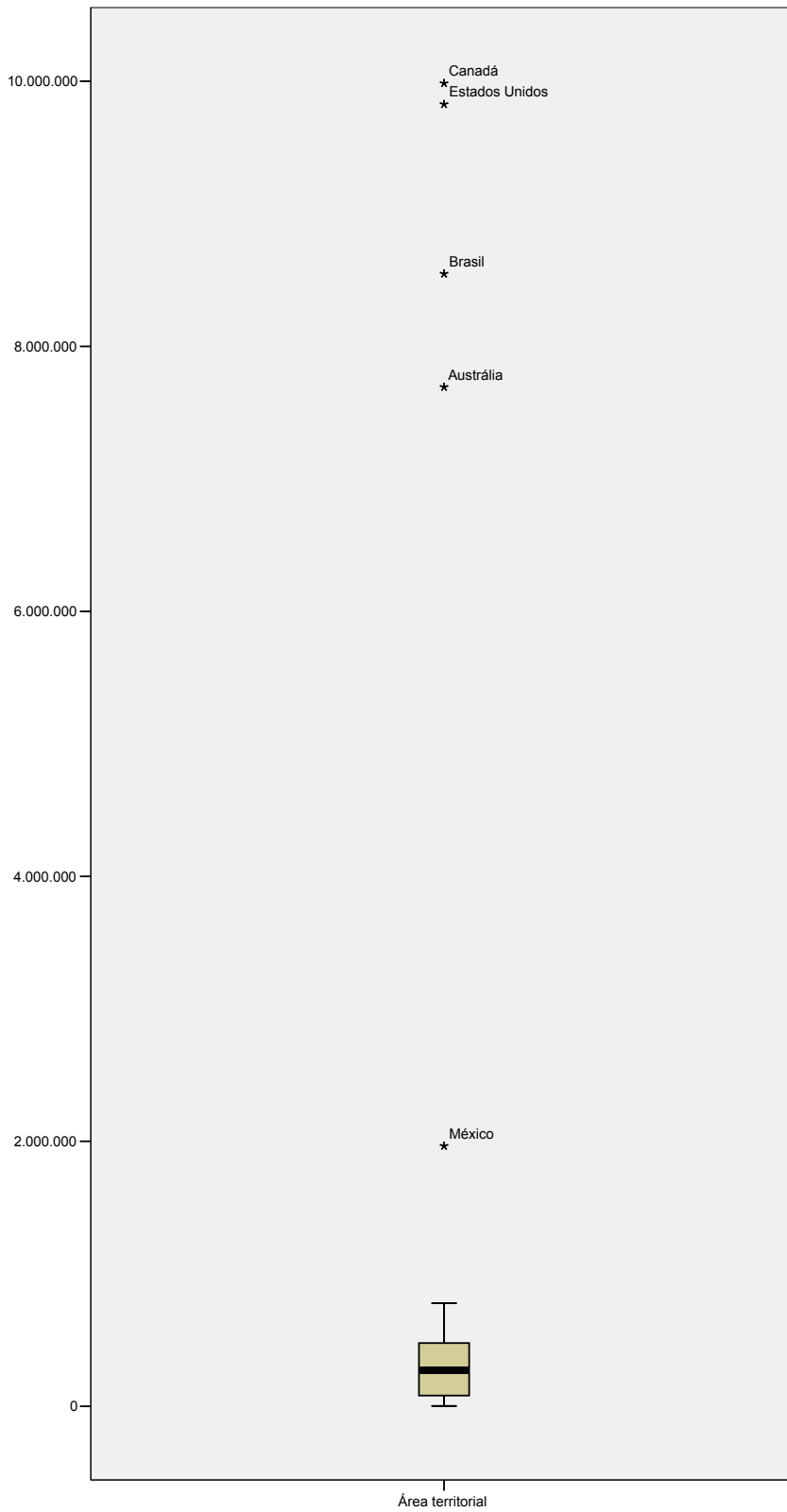












Obs.: ° Valores adjacentes; * valores atípicos, discrepantes ou *outliers*.

EDITORIAL

Coordenação
Iranilde Rego

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão e Editoração
Equipe Editorial

Livraria
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
Térreo
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares