

# (Des)Igualdades de Oportunidades no Ensino Médio Brasileiro: Escolas Públicas e Privadas

Maria Dolores Montoya Diaz

*Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo (USP), Brasil*

---

## Resumo

As desigualdades de oportunidades no Ensino Médio no Brasil foram estimadas a partir de análise dos microdados do Saeb para o período 1995 a 2005 relativos ao desempenho dos alunos do último ano do Ensino Médio em Língua Portuguesa e Matemática. As desigualdades de oportunidades foram menores em Língua Portuguesa (média na faixa de 16% da desigualdade total) do que em Matemática (média próxima de 24%). A desigualdade de oportunidades nas escolas privadas caiu tanto em Língua Portuguesa, atingindo 8% em 2005, como em Matemática (10% em 2005) enquanto os indicadores das escolas públicas permaneceram relativamente estáveis durante o período.

*Palavras-chave:* Economia da Educação, Igualdade de Oportunidades, Ensino Médio, SAEB

*Classificação JEL:* C46, D63, I29

---

## Abstract

The level of opportunity inequality for educational achievement in Brazil was arrived at by using microdata based on researching final year high school pupils' results of the biennial assessments (SAEB) from 1995 to 2005. Inequalities of opportunities were lower in Language (averaging around 16% of total inequality) than in Mathematics (average of 24%) whereas the opposite was true in some developed countries. Inequality of opportunities in private schools fell both in Portuguese Language (reaching 8% in 2005) and Mathematics (10% in 2005) while indicators relating to public schools appeared to be stable over the period.

---

\* Recebido em março de 2011, aprovado em junho de 2012.  
*E-mail addresses:* madmdiaz@usp.br, dolores@pq.cnpq.br

## 1. Introdução

A preocupação com as desigualdades de natureza socioeconômica tem ocupado papel de destaque na literatura econômica brasileira há décadas. Desde o clássico Langoni (1973), que concluiu, essencialmente, que um dos principais determinantes da desigualdade de renda no Brasil eram as diferenças educacionais entre os membros da força de trabalho, podem ser citadas inúmeras referências dedicadas ao tema.<sup>1</sup> A análise sobre desigualdades socioeconômicas também se consolidou em outras áreas, como por exemplo, saúde.<sup>2</sup>

Mais recentemente, entretanto, surgiu uma discussão acerca da natureza das desigualdades, ou seja, sobre se haveria tipos de desigualdade aceitáveis e outros, que realmente deveriam ser combatidos. O marco deste debate foi Roemer (1998), que desenvolveu conceitos fundamentais<sup>3</sup> para sua teoria. São eles:

- **Circunstâncias:** correspondem aos aspectos que definem o ambiente em que o indivíduo vive e que estão fora de seu controle, apesar de influenciarem seu nível de bem-estar.
- **Esforço:** correspondem aos aspectos relacionados ao comportamento do indivíduo e que influenciam seu bem-estar e sobre os quais ele tem, pelo menos, algum controle.
- **Objetivo:** meta a ser atingida, para a qual se pretende equalizar oportunidades. Por exemplo, nível de renda, escolaridade, conhecimentos, etc.

Essencialmente, de acordo com a teoria apresentada por Roemer, pode-se considerar que uma política pública que pretenda equalizar oportunidades deve fazer com que o grau em que cada indivíduo atinja o objetivo seja somente função de seu esforço e independa, portanto, de variáveis circunstanciais. Assim, os efeitos de aspectos circunstanciais desvantajosos, e que obviamente, estão fora do controle do indivíduo deveriam ser neutralizados.

De acordo com Roemer, fatores que refletem as escolhas responsáveis dos indivíduos, ou seja, o seu “esforço” podem ser considerados fontes de desigualdades legítimas. Por outro lado, fatores circunstanciais que não estão sob responsabilidade do indivíduo são fontes de desigualdades social e moralmente inaceitáveis. O princípio da igualdade de oportunidades requereria, essencialmente, que dado o esforço individual, as circunstâncias não afetariam as perspectivas individuais de resultado em relação ao objetivo definido.

Estudos recentes tem se dedicado a derivar medidas de desigualdade sob a perspectiva da igualdade de oportunidades, fundamentadas na estrutura teórica proposta por Roemer (1998) e Roemer (2000). Este é o caso de Bourguignon et alii (2007), Ferreira e Gignoux (2008c), Ferreira e Gignoux (2008a), Ferreira

<sup>1</sup> Há trabalhos de grande impacto como, por exemplo, Paes-de Barros et alii (2001).

<sup>2</sup> Por exemplo, podem ser citados Wagstaff (2000), Neri e Soares (2002), Diaz (2002), Lansky et alii (2007) e Matijasevich (2009).

<sup>3</sup> Além dos três conceitos, Roemer definiu ainda Tipo, como sendo o conjunto de indivíduos que se deparam com o mesmo conjunto de variáveis circunstanciais em uma sociedade e Instrumento, como sendo a ferramenta, ou a política por meio da qual as oportunidades acabarão sendo equalizadas.

e Gignoux (2008b), Paes-de Barros e Ferreira (2008), Checchi e Peragine (2010) e Lefranc et alii (2008).<sup>4</sup> A abordagem é conceitualmente simples, pois consiste na decomposição da desigualdade total na variável de resultado em duas partes, sendo uma resultante de fatores que estão fora de controle do indivíduo e outra, que decorre de diferenças de esforço e sorte de cada um.<sup>5</sup>

O sistema de educação primária e secundária brasileiro é conhecido por sua baixa qualidade. Evidências podem ser encontradas, por exemplo, nos resultados produzidos pelo *Programme for International Student Assessment* (PISA-OCDE). Em 2006, os alunos brasileiros obtiveram uma pontuação média em matemática de 370, valor estatisticamente superior a apenas dois países entre os 57 participantes.

Observa-se na Tabela 1 que o número de concluintes do ensino médio cresceu até 2001, quando se estabilizou na faixa de 1,8 milhões de alunos, o que se deve à adoção de uma política de universalização do ensino fundamental. A estabilidade no número de concluintes ocorreu simultaneamente a um crescimento contínuo na taxa de escolarização líquida, que passou de 22,1% em 1995 a 45,2% em 2005 conforme Castro (2009, p. 692). Além disso, observou-se um declínio na participação das escolas privadas entre os concluintes do ensino médio brasileiro.

Tabela 1

Número de concluintes do Ensino Médio por tipo de escola frequentada

Ano	Escola Pública	%	Escola Privada	%	Total
1995	707.027	73,70%	252.518	26,30%	959.545
1997	991.805	74,60%	338.345	25,40%	1.330.150
1999	1.419.980	79,50%	366.847	20,50%	1.786.827
2001	1.493.436	80,50%	361.983	19,50%	1.855.419
2003	1.535.761	82,90%	316.073	17,10%	1.851.834
2005	1.556.545	83,70%	302.070	16,30%	1.858.615
2007	1.505.121	86,00%	244.610	14,00%	1.749.731

A comparação internacional realizada por Ferreira e Gignoux (2008c) e Paes-de Barros e Ferreira (2008) utilizou o banco de dados produzidos pelo PISA-OCDE, onde o desempenho em testes padronizados aplicados a alunos na faixa de 15 anos de idade é avaliado. A escolha da faixa etária pressupõe que os alunos tenham concluído a escolaridade básica obrigatória na maioria dos países.<sup>6</sup> Os autores estimaram a parcela relativa a desigualdades de oportunidades relacionada a cinco

<sup>4</sup> É importante notar que existem diferenças metodológicas entre as abordagens adotadas pelos autores citados. Enquanto Checchi e Peragine (2010) baseiam-se na construção de índices específicos, Lefranc et alii (2008) adotam o conceito de Dominância Estocástica, analisada por meio de testes não-paramétricos. Ver Waltenberg (2009) para maiores detalhes.

<sup>5</sup> Paes-de Barros e Ferreira (2008, p. 125).

<sup>6</sup> Para o Brasil e para a maioria dos países da OCDE os dados se referiam ao ano de 2000. Já para México, Argentina, Chile e Peru as informações eram de 2002.

variáveis circunstanciais: sexo, escolaridade do pai e da mãe, ocupação do pai, e localização geográfica da escola.

É importante mencionar, entretanto, a respeito da representatividade da amostra do PISA-OCDE conforme destaca Paes-de Barros e Ferreira (2008, p. 153) que:

*“The samples of examinees are representative of the populations of 15-year-olds attending school. The samples are not, therefore, representative of the total population of 15-year-olds in each country because dropouts are not covered. Moreover, children attending the lowest grades (below grade 7) were not surveyed in Argentina (excluding 4 percent), Brazil (16 percent), or Peru (10 percent). (...)Because of this selection issue, the international comparisons of inequalities in observed test scores should be interpreted with care—they are not assessments of the entire educational system, but only of the distribution of achievement conditional on having remained in the system”.*

Deste modo, o objetivo deste artigo é contribuir a este debate mensurando a evolução temporal do nível de desigualdades de oportunidades existentes em relação ao conhecimento adquirido no Ensino Médio no Brasil, que tem sido considerado<sup>7</sup> o nível mais comprometido de nosso problemático sistema educacional.

Adicionalmente, pretende-se analisar a trajetória dos níveis de desigualdade de oportunidades com desagregação por tipo de escola (públicas e privadas), especialmente em decorrência da mudança estrutural na participação de cada tipo de escola no sistema educacional brasileiro, descrito na Tabela 1.

Para tanto, foram analisados os microdados produzidos pelas avaliações Saeb para os anos 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005 relativos ao desempenho dos alunos do último ano do Ensino Médio tanto na avaliação de Língua Portuguesa como de Matemática.<sup>8</sup>

## 2. Metodologia e Bases de Dados

### 2.1. Indicadores

A base conceitual dos indicadores utilizados para avaliar a evolução das desigualdades de oportunidade encontra-se em Bourguignon et alii (2007) e Ferreira e Gignoux (2008c), Ferreira e Gignoux (2008a) e Ferreira e Gignoux (2008b).

A ideia subjacente dos autores é desenvolver uma abordagem empírica para a proposta apresentada em Roemer (1998). Inicialmente, devem ser diferenciadas as variáveis “circunstanciais” (denominadas aqui  $C$ ) das variáveis “de esforço” (denominadas aqui  $E$ ) como fatores explicativos de variáveis representativas do objetivo a ser alcançado ou “de interesse” (denominada aqui  $y_i$ ), que neste caso seria o desempenho de cada aluno  $i$  no Saeb.

Sendo assim, mais formalmente, o modelo seria expresso do seguinte modo:

<sup>7</sup> Mais detalhes podem ser encontrados em Castro (2008).

<sup>8</sup> Os microdados de Saeb mais recentes disponíveis (<http://www.inep.gov.br/basica/levantamentos/acessar.htm>) são de 2005.

$$y_i = f(C_i, E_i(C_i, \xi_i), u_i) \quad (1)$$

onde  $u_i$  e  $\xi_i$  são termos aleatórios que podem, por exemplo, incorporar o fator sorte.

Na formulação acima o desempenho de cada aluno seria função de seu “esforço” e das “circunstâncias” enfrentadas. Deve-se notar que explicitamente se reconhece a possível endogeneidade das variáveis “de esforço” em relação às variáveis circunstanciais, ou seja, que variáveis que representam aspectos sob controle de cada indivíduo também podem ser influenciadas pelas circunstâncias enfrentadas.

Pretende-se, deste modo, decompor a desigualdade total verificada no desempenho medido pelas notas obtidas pelos alunos que estão concluindo (Saeb) entre a proporção devida a oportunidades desiguais e a proporção devida a outros fatores como esforço ou mesmo sorte.

Para tanto, é preciso considerar conforme destacado em Ferreira e Gignoux (2008b):

- “... for a given  $\{y_i^k\}$ , estimates of between-group inequality can differ for three reasons: (i) the specific inequality index  $I()$  used in the decomposition; (ii) the path of the decomposition; and (iii) the decomposition procedure, i.e. whether it is estimated parametrically or non-parametrically.”<sup>9</sup>

Seguindo Ferreira e Gignoux (2008b), o ponto (i) já está bastante consolidado na literatura. Deve-se notar que  $I()$  pode ser, por exemplo, qualquer membro da família dos índices de entropia generalizada. Entretanto, é importante mencionar que serão adotadas as seguintes medidas de desigualdade ( $I$ ): Theil  $L$ , também conhecido na literatura como “mean log deviation” que será identificado como  $e_0$  e o índice de entropia generalizada com parâmetro de sensibilidade igual a 2, que corresponde à metade do quadrado do coeficiente de variação e que será identificado por  $e_2$ . Mais adiante, se encontra uma justificativa mais técnica para a seleção destas duas medidas, e que se relaciona às características das avaliações que geraram as bases de dados utilizadas.

Para compreender o ponto (ii) será necessário recorrer a Ferreira e Gignoux (2008b), para as seguintes definições:

- a smoothed distribution  $\{\mu_i^k\}$ , corresponding to a particular partition  $\{y_i^k\}$ , as the distribution that arises from replacing  $y_i^k$  with the group-specific mean  $\mu_i^k$ .
- a standardized distribution  $\{v_i^k\}$ , corresponding to a particular partition  $\{y_i^k\}$ , as the distribution that arises from replacing  $y_i^k$  with  $y_i^k \frac{\mu}{\mu^k}$ , (where  $\mu$  is the grand mean).

Estas definições são importantes para a compreensão das medidas utilizadas empiricamente para mensurar o nível de desigualdades de oportunidade. Assim, a distribuição alisada (“smoothed”) elimina toda a desigualdade intra-grupo por

<sup>9</sup>  $k$  refere-se ao indexador dos grupos em que a população será dividida. Deste modo,  $\{y_i^k\}$  corresponde a uma partição da população em grupos de tal modo que os membros de cada grupo possuam idênticos valores relativos às variáveis circunstanciais  $C$ .

construção, já que as notas obtidas pelos alunos são substituídas pelas médias calculadas a partir das notas obtidas pelos alunos que pertencem a cada grupo definido a partir das variáveis circunstanciais. Deste modo, temos a primeira medida:

$$\theta_d^N = I(\{\mu_i^k\}) / I(\{y_i^k\}) \quad (2)$$

$\theta_d^N$  corresponde à relação entre a desigualdade existente na distribuição alisada e a desigualdade na distribuição original, refletindo deste modo, a desigualdade entre os grupos medida diretamente. Por esta razão, o subscrito “*d*” foi incluído. O sobrescrito “*N*” refere-se ao item (iii) mencionado anteriormente, ou seja, à forma de mensuração que neste caso, é a não-paramétrica.

De acordo, ainda, com Ferreira e Gignoux (2008b), a distribuição padronizada elimina a desigualdade entre grupos. Sendo assim, pode-se calcular a desigualdade de oportunidades de forma indireta, ou seja, como:

$$\theta_r^N = 1 - I(\{v_i^k\}) / I(\{y_i^k\})^{10} \quad (3)$$

## 2.2. *Materiais e métodos*

Foram utilizadas as bases de microdados do Saeb para os anos 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005 relativos ao desempenho dos alunos do último ano do Ensino Médio tanto na avaliação de Língua Portuguesa como de Matemática. Adicionalmente, também foi utilizada a base de microdados do Enem de 2005.

Em relação ao Saeb é preciso esclarecer que atualmente a sigla Saeb corresponde a Sistema de Avaliação da Educação Básica, conforme estabelecido pela Portaria n.º 931 de 2005. Este sistema é composto por dois processos: a Avaliação Nacional da Educação Básica (Aneb – antigo Saeb) e a Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc – Prova Brasil).

Deve-se notar que antes da referida Portaria, Saeb era a denominação de um exame de natureza amostral criado em 1988, composto por dois instrumentos (testes para avaliar o desempenho dos alunos e questionários respondidos por alunos, professores, diretores acerca de suas condições socioeconômicas e culturais, formação profissional, práticas pedagógicas, etc.). A amostra inclui tanto escolas públicas como privadas. O Saeb é aplicado a cada dois anos, desde 1990 e avalia o desempenho dos alunos brasileiros da 4ª e da 8ª séries do ensino fundamental e da 3ª série do ensino médio, nas disciplinas de Língua Portuguesa e Matemática.

<sup>10</sup> É preciso considerar, ainda, que uma limitação da forma não-paramétrica é a necessidade de bases de dados bastante grandes para garantir que cada grupo *k* possua uma quantidade razoável de observações. Assim, existem versões paramétricas correspondentes às medidas apresentadas. Neste trabalho não estimaremos as versões paramétricas, pois o número de variáveis circunstanciais será 4 com duas categorias para gênero e etnia e três para a escolaridade do pai e da mãe. Assim, ao final *k* será igual a 36, compatível, portanto, com as bases de dados que serão utilizadas.

De acordo com o INEP, “por sua tradição, entretanto, o nome do Saeb foi mantido nas publicações e demais materiais de divulgação e aplicação deste exame”.<sup>11</sup>

Uma característica fundamental do Saeb é que a metodologia adotada desde 1995, ou seja, Teoria de Resposta ao Item (TRI) permite a comparação do desempenho dos alunos ao longo dos anos.

Porém, conforme destacado por Ferreira e Gignoux (2008c) a utilização da Teoria da Resposta ao Item (TRI) na produção das avaliações gera um problema para a mensuração das medidas de desigualdade de oportunidades. A Teoria da Resposta ao Item (TRI) consiste essencialmente em um conjunto de modelos matemáticos que relacionam características latentes (não observadas) de um indivíduo com a probabilidade deste dar certa resposta a um item. Exemplos de características latentes: habilidade/proficiência em avaliações, grau de satisfação do consumidor, etc. A TRI permite a comparação da habilidade/proficiência de indivíduos submetidos a provas diferentes. Assim, passou a ser adotada em sistemas de avaliações educacionais para acompanhamento da evolução do aprendizado dos alunos ao longo do tempo.

Essencialmente, o ponto é que entre os procedimentos da TRI, está a imposição de escalas arbitrárias para a média e variância em cada uma das avaliações. Deste modo, conforme mostrado pelos autores não é possível aplicar uma medida de desigualdade sobre resultados de testes padronizados que possam refletir as desigualdades presentes nos resultados prévios à aplicação dos procedimentos de padronização. Ocorre que eles provam que quando o interesse não está nos valores absolutos, mas sim, na decomposição das medidas de desigualdades, há uma solução para o problema mencionado.<sup>12</sup>

A solução encontrada consiste na utilização do índice de entropia generalizada com parâmetro de sensibilidade igual a 2 como indicador de desigualdade  $I()$ . Optou-se também por utilizar do índice Theil  $L$  seguindo Ferreira e Gignoux (2008b) que utilizaram o axioma “Foster-Shneyerov path-independence” para a análise dos indicadores não-paramétricos:

*“if we focus on path-independent measures that also satisfy the transfer axiom, we must use the mean log deviation as our inequality index  $I()$ , and  $\theta_d = \theta_r$ .”*

Do ponto de vista deste trabalho, a produção das medidas também a partir do índice Theil  $L$  colabora como uma forma de análise de sensibilidade dos resultados e checagem dos procedimentos adotados. Conforme se verifica na citação acima, os resultados devem gerar medidas  $\theta_d^N$  iguais a  $\theta_r^N$ .

Em relação ao Saeb, deve-se mencionar que é uma base amostral. Assim, a análise realizada incorporou os pesos amostrais disponíveis. As diferenças entre os resultados com e sem a incorporação dos pesos amostrais não é desprezível.

No Quadro 1 se encontram as variáveis utilizadas na análise e no Anexo 1 as respectivas estatísticas descritivas.

<sup>11</sup> Ver mais detalhes em: <http://www.inep.gov.br/basica/saeb/caracteristicas.htm>.

<sup>12</sup> A prova encontra-se em Ferreira e Gignoux (2008c).

Quadro 1 – Descrição das Variáveis

Variável	Definição
profic	Proficiência, nota com escala única que varia de 0 a 500 para alunos das séries em que é aplicado. As médias para alunos de quarta são inferiores às médias de alunos de oitava que são inferiores às médias de alunos do ensino médio.
dummy_gênero	Variável binária indicativa de gênero – feminino=1.
dummy_cor	Variável binária indicativa da cor/etnia do aluno – branca e amarela=1.
dummy_escolar_pai_intermed	Variável binária indicativa da escolaridade do pai – média (ensino médio incompleto até superior incompleto)=1
dummy_escolar_pai_elevada	Variável binária indicativa da escolaridade do pai (ensino superior completo e pós-graduação) – alta=1
dummy_escolar_mae_intermed	Variável binária indicativa da escolaridade da mãe (ensino médio incompleto até superior incompleto) – média=1
dummy_escolar_mae_elevada	Variável binária indicativa da escolaridade da mãe – alta (ensino superior completo e pós-graduação)=1

Deve-se notar que a questão da escolha das variáveis circunstanciais depende do contexto em que a análise se realiza, uma vez que circunstâncias específicas podem apresentar impactos distintos em termos da geração de desigualdades de oportunidades. Nos estudos relacionados ao tema geralmente são consideradas gênero, cor, escolaridade e ocupação do pai e da mãe, e dependendo do país e da análise, a questão da origem indígena ou mesmo do local de nascimento (zona rural versus urbana) podem ser fatores a serem analisados.

É interessante destacar que os resultados encontrados em Paes-de Barros e Ferreira (2008) indicaram que, considerando todos os indicadores de bem-estar analisados as variáveis circunstanciais responsáveis pelos maiores níveis de desigualdades de oportunidades foram as de perfil socioeconômico da família, ou seja, escolaridade dos pais e a ocupação do pai. Infelizmente no questionário socioeconômico aplicado quando da realização do Saeb não consta qualquer questão sobre a ocupação dos pais.

Adicionalmente, cabe destacar que as medidas foram calculadas considerando a distinção por tipo de escola frequentada. Assim, os resultados serão apresentados para as escolas públicas e para as privadas.

### 3. Resultados

A Tabela 2 contém os indicadores obtidos a partir da base de dados do Saeb e na Tabela 3 estão os índices desagregados por tipo de escola (pública e privada).



Nota-se, inicialmente, que os indicadores de desigualdade de oportunidades durante o período analisado tenderam a ser menores em Língua Portuguesa do que em Matemática. Assim, enquanto a média de todos os indicadores de Língua Portuguesa situou-se na faixa de 0,162 a, de Matemática foi 0,238. Os menores índices relativos à prova de Língua Portuguesa foram encontrados no ano de 1995 e os maiores em 1999.<sup>13</sup> Os menores índices na prova de Matemática ocorreram em 2005 e os maiores em 1997.

Tabela 2

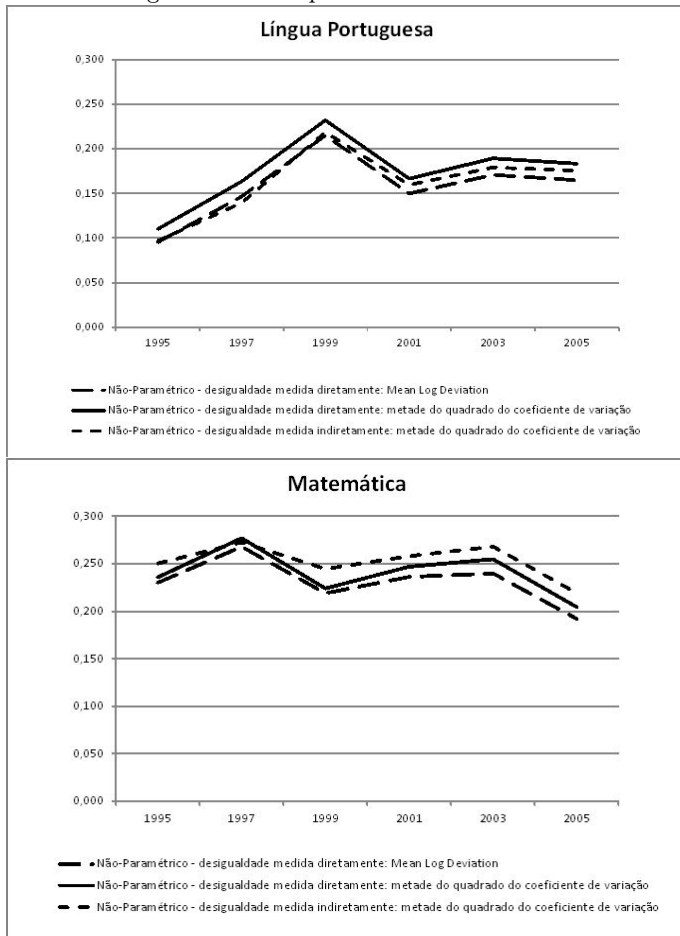
Índices de Desigualdades de Oportunidades Não-Paramétricos (3º ano do Ensino Médio)

Índice				1995	1997	1999	2001	2003	2005	
				Língua Portuguesa						
Não-Paramétrico	-	desigualdade	medida	$\theta_d^N e_0$	0,095	0,146	0,215	0,150	0,171	0,165
diretamente: <i>Mean Log Deviation</i>										
Não-Paramétrico	-	desigualdade	medida	$\theta_d^N e_2$	0,110	0,163	0,232	0,167	0,189	0,183
diretamente: metade do quadrado do coeficiente de variação										
Não-Paramétrico	-	desigualdade	medida	$\theta_r^N e_0$	0,095	0,146	0,215	0,150	0,171	0,165
indiretamente: <i>Mean Log Deviation</i>										
Não-Paramétrico	-	desigualdade	medida	$\theta_r^N e_2$	0,097	0,139	0,219	0,159	0,179	0,176
indiretamente: metade do quadrado do coeficiente de variação										
Índice				1995	1997	1999	2001	2003	2005	
				Matemática						
Não-Paramétrico	-	desigualdade	medida	$\theta_d^N e_0$	0,230	0,268	0,219	0,236	0,240	0,192
diretamente: <i>Mean Log Deviation</i>										
Não-Paramétrico	-	desigualdade	medida	$\theta_d^N e_2$	0,236	0,277	0,224	0,247	0,255	0,204
diretamente: metade do quadrado do coeficiente de variação										
Não-Paramétrico	-	desigualdade	medida	$\theta_r^N e_2$	0,230	0,268	0,219	0,236	0,240	0,192
indiretamente: <i>Mean Log Deviation</i>										
Não-Paramétrico	-	desigualdade	medida	$\theta_r^N e_2$	0,250	0,272	0,245	0,258	0,268	0,219
indiretamente: metade do quadrado do coeficiente de variação										

Na Figura 1 é possível analisar a evolução temporal de cada um índices, tanto relativos à prova de Língua Portuguesa como de Matemática.

<sup>13</sup> Merece menção o fato de que os resultados para a prova de Língua Portuguesa do Saeb em 1999 realmente mostraram-se discrepantes em relação aos observados em todos os demais anos, podendo indicar a presença de algum problema na estrutura de pesos amostrais da base de dados.

Fig. 1. Série Temporal dos Índices – Saeb



No caso de Língua Portuguesa, verifica-se que após o pico atingido em 1999 houve um retorno aos patamares observados em 1997 (média entre 0,14 e 0,17). No caso de Matemática, vê-se uma maior estabilidade durante todo o período (na casa de 0,25), mas com uma queda mais acentuada no ano de 2005.

Em relação aos resultados relativos à decomposição entre tipos de escola, nota-se que em ambos os tipos, escolas públicas e privadas, repete-se o padrão de níveis de desigualdade de oportunidades mais elevados em Matemática do que em Língua Portuguesa. Enquanto a média dos índices de Português relativos às escolas públicas situou-se na faixa de 0,08, a média em Matemática foi 0,12. Nas escolas privadas, a média dos índices de Língua Portuguesa foi de aproximadamente 0,137 enquanto a de Matemática foi 0,18. (ver Tabela 3).

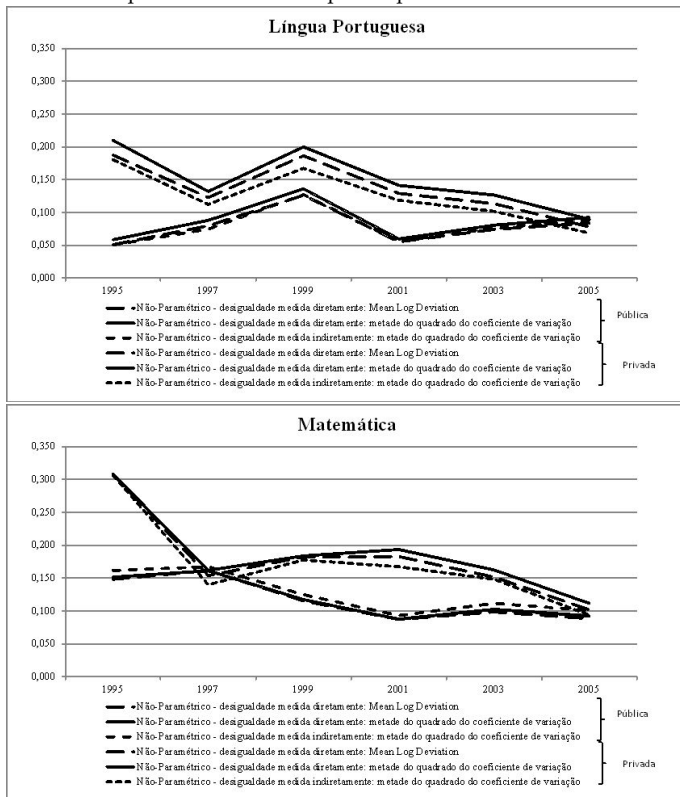
É importante destacar também que nas escolas privadas, tanto nas avaliações de

Tabela 3. Índices Não Paramétricos de Desigualdades de Oportunidades por Tipo de Escola: Pública e Privada (3º ano do Ensino Médio)

Índice	1995		1997		1999		2001		2003		2005	
	Pública	Privada	Pública	Privada	Pública	Privada	Pública	Privada	Pública	Privada	Pública	Privada
Língua Portuguesa												
Não-Paramétrico – desigualdade medida diretamente: $\theta_d^N e_0$ <i>Mean Log Deviation</i>	0,051	0,188	0,080	0,123	0,126	0,186	0,055	0,129	0,074	0,113	0,084	0,078
Não-Paramétrico – desigualdade medida diretamente: $\theta_d^N e_2$ metade do quadrado do coeficiente de variação	0,059	0,210	0,088	0,132	0,136	0,200	0,060	0,141	0,081	0,127	0,093	0,090
Não-Paramétrico – desigualdade medida indiretamente: $\theta_r^N e_0$ <i>Mean Log Deviation</i>	0,051	0,188	0,080	0,123	0,126	0,186	0,055	0,129	0,074	0,113	0,084	0,078
Não-Paramétrico – desigualdade medida indiretamente: $\theta_r^N e_2$ metade do quadrado do coeficiente de variação	0,050	0,181	0,075	0,113	0,127	0,167	0,056	0,119	0,076	0,102	0,088	0,069
Matemática												
Não-Paramétrico – desigualdade medida diretamente: $\theta_d^N e_0$ <i>Mean Log Deviation</i>	0,148	0,308	0,162	0,154	0,115	0,182	0,087	0,183	0,099	0,152	0,088	0,102
Não-Paramétrico – desigualdade medida diretamente: $\theta_d^N e_2$ metade do quadrado do coeficiente de variação	0,152	0,308	0,161	0,162	0,117	0,184	0,088	0,194	0,103	0,162	0,093	0,112
Não-Paramétrico – desigualdade medida indiretamente: $\theta_r^N e_0$ <i>Mean Log Deviation</i>	0,148	0,308	0,162	0,154	0,115	0,182	0,087	0,183	0,099	0,152	0,088	0,102
Não-Paramétrico – desigualdade medida indiretamente: $\theta_r^N e_2$ metade do quadrado do coeficiente de variação	0,162	0,307	0,167	0,140	0,125	0,178	0,093	0,167	0,112	0,148	0,101	0,094

Língua Portuguesa como de Matemática nota-se uma tendência de queda dos níveis de desigualdade de oportunidades. Os indicadores relativos a Língua Portuguesa em escolas públicas, por outro lado, mantiveram-se relativamente estáveis, com ligeiras flutuações ao longo do período (ver Figura 2). Os índices de Matemática em escolas públicas mostram uma queda entre 1999 e 2001, mantendo-se relativamente constante no patamar atingido (ao redor de 0,09).

Fig. 2. Séries Temporais dos Índices por Tipo de Escola – Pública × Privada



#### 4. Considerações Finais

Inicialmente, é interessante notar como mostrado em Paes-de Barros e Ferreira (2008) que não há consenso entre a população mundial sobre o tratamento a ser dado a desigualdades existentes. Para tanto, os autores basearam-se nas respostas dadas por amostras representativas de indivíduos a uma das questões constantes da World Values Survey, realizada em 69 países. Os indivíduos foram questionados acerca de sua visão sobre a importância da redistribuição de renda versus esforço individual. Os autores destacam que:

*“More striking was the fact that the two most popular replies were at the two extremes: some 20 percent of the global sample felt very strongly that incomes should be made more equal, while approximately the same number felt equally strongly that larger inequalities were needed, as an incentive to individual effort. These differences of views may arise simply from differences in social preferences about inequality. But there is an alternative explanation: that the sources of inequality matter. It can be argued, for instance, that economic inequality is neither all bad, nor all good. Whether we judge inequality to be unfair may well depend on why some people are richer than others.”*

Paes-de Barros e Ferreira (2008) lembra, por outro lado, que o *World Development Report 2006: Equity and Development* procura mostrar que a existência de desigualdades de oportunidades é prejudicial ao desenvolvimento econômico por duas vias: fontes potenciais de conflitos e de ineficiências.

Considerando, deste modo, a complexidade envolvida no tema, tanto pelas diferentes percepções sociais como pelo potencial danoso torna-se necessário aprofundar a discussão, procurando evidenciar mais aspectos envolvidos nesta questão.

A área da educação é particularmente importante, pois o nível de conhecimentos adquiridos é um dos fatores fundamentais na determinação da renda dos indivíduos, além de estar relacionada a muitas outras habilidades que são valiosas para a determinação do bem-estar individual e social. Sendo assim, avaliar e mensurar o nível de desigualdades de oportunidades nesta área adquire especial relevância.

Além do conhecido problema de falta de qualidade disseminado em partes consideráveis do sistema educacional brasileiro, o ensino médio também padece das dificuldades decorrentes da precária definição sobre o seu papel: preparar alunos para o ensino superior ou para o mercado de trabalho.

Nos últimos anos verificou-se, ainda, uma mudança no perfil dos alunos. Assim, em 2007 existiam aproximadamente oito milhões e quatrocentas mil matrículas, que representaram um crescimento de 20,1% em relação a 1998. Por outro lado, enquanto em 1998 a taxa de distorção idade-conclusão, ou seja, o percentual de alunos que concluíram o ensino médio com idade superior à recomendada era 51,8% em 2005, esta taxa, apesar de ainda ser elevada, havia chegado a 36,9%, em uma nítida tendência de queda.

As medidas de desigualdade de oportunidade não-paramétricas obtidas por Ferreira e Gignoux (2008c) e Paes-de Barros e Ferreira (2008) para o Brasil que se situaram na faixa de 0,22 em Língua Portuguesa foram superiores àquelas obtidas neste estudo. No caso de Língua Portuguesa da prova Saeb, encontraram-se, a exceção de 1999, valores inferiores a 0,20. No caso de Matemática, os valores obtidos por Ferreira e Gignoux (2008c) foram de 0,24, próximos àqueles produzidos neste trabalho onde se notou uma maior estabilidade durante todo o período (na casa de 0,25), mas com uma queda mais acentuada no ano de 2005.

É interessante notar, no entanto, que os índices não-paramétricos relativos aos países desenvolvidos apresentaram uma variabilidade bem maior, com Alemanha destacando-se pelos valores elevados de desigualdades de oportunidades com indicadores para Matemática (0,30) e Língua/Idioma (0,332). No extremo inferior,

encontraram-se Canadá com o menor nível tanto para Língua/Idioma (0.135) como para Matemática (0.089).

Estes resultados indicam que nos países latino-americanos ao redor de 25% das desigualdades encontradas estariam associadas a variáveis circunstanciais, enquanto nos países desenvolvidos, a exceção da Alemanha, as medidas de desigualdades de oportunidade existentes não atingiriam 20%.

Nota-se, ainda, que a exceção dos Estados Unidos, em países desenvolvidos verificou-se maiores desigualdades de oportunidades em relação à prova de Língua/Idioma comparativamente à de Matemática. Tanto os resultados apresentados por Ferreira e Gignoux (2008c) como os obtidos neste trabalho em relação ao Saeb indicam que no Brasil, assim como se verificou em relação aos Estados Unidos, os menores índices de desigualdades de oportunidades foram encontrados em relação a Língua Portuguesa.

Relativamente à distinção entre escolas públicas e privadas, os resultados se tornam mais interessantes quando confrontados com a situação apresentada na Tabela 1 de aumento constante da taxa de escolarização líquida e aumento da participação das escolas públicas do número de concluintes do Ensino Médio no Brasil. Os resultados indicam que a estabilidade no número de concluintes também é acompanhada por um nível estável de desigualdade de oportunidades, mesmo quando há uma mudança no perfil do estudante indicado pelo aumento na taxa de escolarização líquida. Por outro lado, a redução da idade dos alunos e da demanda por escolas privadas é acompanhada por uma redução do nível de desigualdade de oportunidades.

Isso sugere que uma investigação mais detalhada é necessária acerca da relação entre o tamanho das turmas, a idade dos alunos e as práticas pedagógicas adotadas nas escolas de Ensino Médio em vista do contraste apresentado entre as escolas públicas e privadas.

Finalmente, é importante notar que as maiores desigualdades encontradas em Matemática são preocupantes, pois em análises sobre o impacto da qualidade da educação sobre o crescimento econômico, por exemplo, Hanushek e Kimko (2000), o nível de conhecimento em Matemática e Ciências tem sido considerado relevante para o desenvolvimento de atividades de pesquisa e desenvolvimento. Assim, a promoção de mais igualdade de oportunidades poderia ser fonte potencial de crescimento econômico.

## Referências bibliográficas

- Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Mnéndez, M. (2007). Inequality of opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, 53:585–618.
- Castro, C. M. (2008). O ensino médio: Órfão de idéias, herdeiro de equívocos. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 16:113–124.
- Castro, J. A. D. (2009). Evolução e desigualdade na educação brasileira. *Educ. Soc.*, 30:108.

- Checchi, D. & Peragine, V. (2010). Inequality of opportunity in Italy. *Journal of Economic Inequality*, 8:429–450.
- Diaz, M. D. M. (2002). Socio-economic health inequalities in Brazil: Gender and age effects. *Health Economics*, 11:141–154.
- Ferreira, F. H. G. & Gignoux, J. (2008a). Inequality of economic opportunity in Latin America. Background paper, World Bank, Washington, DC. Download em 24/11/2008.
- Ferreira, F. H. G. & Gignoux, J. (2008b). The measurement of inequality of opportunity : Theory and an application to Latin America. Policy Research Working Paper WPS 4659, World Bank. Download em 03/12/2008.
- Ferreira, F. H. G. & Gignoux, J. (2008c). Towards an understanding of socially-inherited inequalities in educational achievement: Evidence from Latin America and the OECD. Background paper, World Bank, Washington DC. Download em 24/11/2008.
- Hanushek, E. A. & Kimko, D. D. (2000). Schooling, labor force quality, and the growth of nations. *American Economic Review*, 90:1184–1208.
- Langoni, C. G. (1973). *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*. Expressão e Cultura.
- Lansky, S., França, E., & Kawachi, I. (2007). Social inequalities in perinatal mortality in Belo Horizonte, Brazil: The role of hospital care. *American Journal of Public Health*, 97:867–873.
- Lefranc, A., Pistolesi, N., & Trannoy, A. (2008). Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are western societies all alike? *Review of Income and Wealth*, 54:513–546.
- Matijasevich, A. (2009). Inequities in maternal postnatal visits among public and private patients: 2004 Pelotas cohort study. *BMC Public Health*, 9:335.
- Neri, M. & Soares, W. (2002). Desigualdade social e saúde no Brasil. *Cad. Saúde Pública*, 18.
- Paes-de Barros, R. & Ferreira, F. H. G. (2008). Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean. In MacMillan, P. & Bank, T. W., editors, *Latin American Development Forum*.
- Paes-de Barros, R., Henriques, R., & Mendonça, R. (2001). A estabilidade inaceitável: Desigualdade e pobreza no Brasil. Texto para Discussão 800, IPEA.
- Roemer, J. (1998). *Equality of Opportunity*. Harvard University Press.
- Roemer, J. (2000). Meritocracy and economic inequality. In *Equality of Opportunity*. Princeton University Press, New Jersey.
- Wagstaff, A. (2000). Socioeconomic inequalities in child mortality: Comparisons across nine developing countries. *Bulletin-World Health Organization*, 78:19–29.
- Waltenberg, F. D. (2009). Two procedures for assessing inequality of educational opportunities in Brazil. In ANPEC, editor, *XXXVII Encontro Nacional de Economia*, pages 1–20, Foz do Iguaçu (Paraná).

Tabela 1. Anexo I: Estatísticas Descritivas

Variável	SAEB 1995		SAEB 1995		SAEB 1997		SAEB 1997		SAEB 1999		SAEB 1999	
	Língua Portuguesa		Matemática		Língua Portuguesa		Matemática		Língua Portuguesa		Matemática	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
profic	290,96	53,64	282,85	53,53	286,77	55,34	290,38	59,70	269,40	53,41	283,49	57,12
dummy_gênero	0,62	0,48	0,61	0,49	0,61	0,49	0,59	0,49	0,59	0,49	0,58	0,49
dummy_cor	0,17	0,37	0,17	0,37	0,23	0,42	0,21	0,41	0,21	0,41	0,18	0,39
dummy_escolar_pai_intermed	0,12	0,32	0,13	0,33	0,22	0,41	0,22	0,41	0,16	0,37	0,16	0,36
dummy_escolar_pai_elevada	0,17	0,37	0,18	0,39	0,24	0,43	0,23	0,42	0,23	0,42	0,21	0,41
dummy_escolar_mae_intermed	0,10	0,30	0,10	0,30	0,19	0,39	0,18	0,39	0,14	0,35	0,14	0,35
Observações	8837		8679		7416		7418		10198		10109	
Variável	SAEB 2001		SAEB 2001		SAEB 2003		SAEB 2003		SAEB 2005		SAEB 2005	
	Língua Portuguesa		Matemática		Língua Portuguesa		Matemática		Língua Portuguesa		Matemática	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
profic	264,43	53,52	279,32	56,63	268,99	52,79	281,84	58,16	259,89	53,32	274,68	59,21
dummy_gênero	0,58	0,49	0,57	0,50	0,58	0,49	0,55	0,50	0,58	0,49	0,57	0,50
dummy_cor	0,60	0,49	0,61	0,49	0,54	0,50	0,54	0,50	0,50	0,50	0,51	0,50
dummy_escolar_pai_intermed	0,21	0,41	0,20	0,40	0,27	0,44	0,27	0,45	0,26	0,44	0,26	0,44
dummy_escolar_pai_elevada	0,12	0,32	0,12	0,32	0,11	0,31	0,10	0,31	0,09	0,28	0,10	0,30
dummy_escolar_mae_intermed	0,21	0,41	0,23	0,42	0,28	0,45	0,28	0,45	0,27	0,44	0,30	0,46
dummy_escolar_mae_elevada	0,11	0,31	0,12	0,32	0,11	0,31	0,11	0,31	0,10	0,30	0,10	0,30
Observações	31926		31802		23569		23418		19673		19523	