

Iniquidade Educacional no Brasil. Uma Avaliação com Dados do PISA 2000

Fábio D. Waltenberg

*Departamento de Economia e GIRSEF,
Université Catholique de Louvain, Bélgica*

Resumo

Este artigo avalia o grau de desigualdade e de iniquidade educacionais no Brasil, com base em dados provenientes do estudo internacional PISA 2000, realizado pela OCDE. Apresentam-se alguns indicadores descritivos da desigualdade, bem como uma medida de iniquidade educacional (entendida como desigualdade de oportunidades educacionais), baseada em uma análise inferencial simples. A maioria dos indicadores calculados mostra que os graus de desigualdade e de iniquidade educacionais no Brasil são bastante elevados.

Palavras-chave: Equidade Educacional, Economia da Educação, Capital Humano, Funções de Produção de Educação, Igualdade de Oportunidades, Brasil

Classificação JEL: I21, D63, J24

* Este artigo é uma versão bastante modificada de um capítulo da minha dissertação de mestrado, defendida no IPE-USP em 2003.

Abstract

This paper assesses the extent of educational inequality and inequity in Brazil, using data obtained from the international study PISA 2000 prepared by the OECD. We provide some descriptive indices of inequality, as well as a measure of inequity (understood as inequality of educational opportunities), based on a simple inferential analysis. Most indicators show that the levels of educational inequality and inequity in Brazil are very high.

1 Introdução

Diversos estudos empíricos têm sido realizados recentemente por economistas tendo a educação brasileira como tema central. As abordagens são variadas e incluem estimações do impacto da educação sobre o nível de crescimento econômico (Lau et alii (1993)), o efeito das diferenças de nível de escolaridade dos indivíduos sobre diferenciais de salários e a desigualdade (Menezes-Filho (2001)), o rendimento do investimento em educação (Ueda e Hoffman (2002)), os determinantes de evasão ou avanço escolar (León e Menezes-Filho (2002); Montoya-Diaz (1999), Barros

Gostaria de agradecer ao professor Antonio Carlos Campino por sua orientação, comentários e sugestões. Agradeço também ao professor Vincent Vandenberghe, da Université Catholique de Louvain, Bélgica, pelas frutíferas discussões travadas durante a realização desta pesquisa. Por fim, sou grato a um parecerista anônimo desta revista por recomendações e sugestões valiosas. Possíveis erros ou omissões são de minha responsabilidade.

I am grateful for the financial support from the Belgian French Community's programs 'Action de Recherches Concertée' ARC 02/07-274 (GIRSEF) and ARC 03/08-302 (Economics Department).

Email address: waltenberg@ires.ucl.ac.be (Fábio D. Waltenberg)

et alii (2001)), ou ainda os determinantes do aprendizado de alunos (Albernaz et alii (2002)).

No entanto, estudos em que a variável de interesse fosse o *desempenho* de alunos em exames de avaliação de habilidades cognitivas não eram tão comuns no Brasil, o que se explica, certamente, pela falta de dados até há pouco tempo. De alguns anos para cá, porém, desenvolveu-se no Brasil um sistema de avaliação de aprendizado variado e abrangente, em que se incluem exames organizados no nível federal, tais como o ENEM e o SINAES, além de uma série de exames organizados no nível estadual.¹ Embora colete informações sobre o desempenho dos alunos brasileiros, além de diversas outras informações pertinentes, o SAEB (Sistema de Avaliação do Ensino Básico, realizado pelo INEP, órgão filiado ao Ministério da Educação), não se presta a comparações internacionais como as que são feitas neste artigo.² Para realizar o exercício específico que almejávamos neste artigo – qual seja, o de comparar resultados dos alunos brasileiros com de outros países – a base de dados do exame PISA 2000, constituída a partir de um estudo internacional de avaliação de alunos de 15 anos de idade realizado pela OCDE, revelou ser a fonte de informações mais adequada.³

¹ Atualmente, dispõem de exames padronizados de avaliação pelo menos os seguintes estados: CE, BA, PE, SP, RJ, PR e MG. Agradecemos a um parecerista anônimo por nos haver fornecido esta informação.

² Para uma descrição e uma discussão sobre a forma e a evolução do SAEB, veja-se Pestana (1998).

³ O PISA não é, evidentemente, a única avaliação internacional existente. A International Association for the Evaluation of Educational Achievement (<http://isc.bc.edu>) organiza os exames TIMMS (matemática) e PIRLS (leitura), dos quais o Brasil não participa. O LLECE (Laboratório Latino-americano de Avaliação da Qualidade da Educação), ligado ao escritório regional da UNESCO na América Latina, também avalia o aprendizado de

O relatório nacional sobre o exame PISA 2000 (INEP (2001)), elaborado pelo INEP, órgão subordinado ao ministério da educação, analisa de forma minuciosa certos aspectos relacionados à *eficácia dos alunos brasileiros*, entendida como desempenho médio. No entanto, tal relatório se preocupou muito pouco com aspectos relativos à *distribuição de educação no Brasil*. Alguns observadores – especialmente filósofos políticos – defendem a idéia de que a educação é, em certa medida, um “bem posicional”, isto é, que os resultados educativos *relativos* são importantes (Swift (2001)). *Ceteris paribus*, os melhores alunos ao final de cada etapa do sistema de ensino são aqueles que terão maiores chances de galgar os níveis seguintes do sistema. Portanto, de acordo com essa perspectiva, aspectos relativos à distribuição de resultados educativos não podem ser ignorados.

Dada a multiplicidade de concepções de justiça existentes, que se traduzem em inúmeras definições e indicadores de iniquidade, um procedimento recomendável para avaliação do grau de iniquidade educacional consiste em apresentar um “painel de indicadores” (Levin (1992); Meuret (1999, 2001)). Com base nos dados do PISA 2000, este artigo avalia o grau de desigualdade educacional (com base em indicadores descritivos), mas também o grau de iniquidade educacional no Brasil (com base em um indicador de desigualdade de oportunidades educacionais e usando estatística inferencial).

O artigo organiza-se da seguinte maneira. Na seção 2, descreve-se brevemente a pesquisa PISA 2000. A seção 3 contém indicadores descritivos de eficácia e de desigualdade do sistema de ensino fundamental brasileiro. Na seção 4, avança-se a uma etapa de análise

alunos, inclusive de brasileiros (<http://lece.unesco.cl>). No sítio do INEP (<http://www.inep.gov.br>), na seção “Exames e avaliações”, encontram-se informações sobre as diversas avaliações em que os alunos brasileiros tomam parte.

inferencial, privilegiando um indicador de iniquidade como desigualdade de oportunidades educacionais, a saber: a sensibilidade do resultado do aluno ao seu perfil sócio-econômico. A seção 5 traz as conclusões, enquanto a seção 6 se reserva à discussão de possíveis extensões.

2 Breve Descrição da Pesquisa PISA 2000

A pesquisa PISA 2000 (Programme for International Student Assessment) foi organizada pela OCDE com o objetivo de avaliar o nível de competências cognitivas de alunos de diversos países. Ao todo, foram trinta e dois os países avaliados, dos quais os vinte e oito países-membros da OCDE, além de quatro países convidados: Brasil, Letônia, Liechtenstein e Federação Russa.

Escolas e alunos dos países foram sorteados para tomarem parte no exame, de acordo com uma metodologia de amostragem que garantisse representatividade da população escolar de cada país. No Brasil, por exemplo, tanto alunos de escolas públicas como de escolas privadas foram avaliados, e a pesquisa se estendeu pelas diversas regiões do país.

Os mais de 250 mil alunos foram avaliados no mundo todo em três provas diferentes: leitura, matemática e ciências. Na edição do exame realizada em 2000, a prova de leitura foi priorizada, de modo que as amostras de alunos avaliados em leitura foram sistematicamente maiores, em cada país, do que as de alunos avaliados em matemática e ciências. Em edições futuras do PISA, realizadas a cada três anos, está prevista alternância de prioridade entre as três disciplinas.

Dadas as grandes diferenças existentes entre os sistemas de ensino dos diversos países, optou-se por não se avaliarem alunos de

determinada série ou nível de ensino, mas sim por se avaliarem alunos de uma mesma faixa etária. Mais precisamente, aplicaram-se as provas a alunos de 15 anos de idade. Pela mesma razão, outra preocupação dos pesquisadores foi evitar avaliar conhecimentos estritamente escolares, que poderiam ser diferentes em função da forma como se organiza o sistema educativo em cada país. Ao invés disso, procurou-se avaliar “habilidades dos alunos para resolver desafios do mundo real valendo-se de seu conhecimento e de suas competências” (OCDE (2001): 15).⁴ As provas foram escritas originalmente em inglês e depois, traduzidas para o idioma de cada país, procurando-se adaptá-las a eventuais especificidades locais. Havia questões de múltipla escolha e também questões que demandavam respostas discursivas.

Além de avaliar os alunos nas três provas, o estudo também colheu informações detalhadas sobre o perfil sócio-econômico do aluno e sobre características das escolas, que foram compiladas em grandes bases de dados, disponíveis na Internet.⁵

No Brasil, quase 5 mil alunos participaram da pesquisa e da avaliação. Em razão do atraso escolar, havia grande disparidade entre as séries em que se encontravam os alunos brasileiros de 15 anos. Optou-se por se excluírem da amostra os alunos que estivessem matriculados em qualquer série inferior à quinta do ensino fundamental (OCDE (2001): 184). Justifica-se tal exclusão pelo fato de que não faria sentido avaliar conhecimentos de alunos que teriam dificuldades até mesmo para compreender os próprios enunciados das questões das provas. Este procedi-

⁴ Exemplos de questões da prova são encontrados no relatório nacional brasileiro referente ao PISA (INEP (2001)).

⁵ Para maiores detalhes a respeito da pesquisa e da base de dados, recomenda-se a consulta ao relatório técnico do PISA 2000 (OCDE (2001)) e ao relatório nacional brasileiro (INEP (2001)).

mento, aliado à exclusão dos alunos não matriculados nas escolas, e outras exclusões por razões “operacionais e de custo” (INEP (2001): 24), acarretou a desconsideração de uma parcela substancial da coorte de brasileiros de 15 anos de idade: 31%, isto é, quase um terço do total. Os demais 69% brasileiros dessa coorte estão representados na amostra do PISA 2000.

3 Indicadores Descritivos da Eficácia e da Desigualdade do Sistema Educativo Brasileiro

Nesta seção, apresentam-se algumas estatísticas descritivas obtidas com a base de dados PISA 2000, as quais nos proporcionam elementos para avaliação do desempenho do sistema de ensino brasileiro. Primeiro, apresentam-se dois indicadores da eficácia do sistema; em seguida, apresenta-se um indicador de desigualdade.

Priorizam-se, neste artigo, a apresentação e a discussão dos resultados da prova de leitura, pelo fato de ter sido privilegiada nesta edição do PISA. Em todos os casos, comparam-se os resultados dos alunos brasileiros com os de alunos dos outros países. Sendo o México o país mais parecido com o Brasil em termos sócio-econômicos, os resultados obtidos pelos dois países são comparados com mais frequência. Essas comparações devem ser tomado com extrema precaução, visto que apenas 52% dos alunos da coorte mexicana de jovens de 15 anos encontra-se na escola e foi avaliada pelo exame do PISA. Além disso, como dito acima, quase um terço da coorte brasileira dessa idade não foi avaliada pelo PISA.

3.1 Indicadores de eficácia

3.1.1 Desempenho médio

Os alunos brasileiros obtiveram baixo desempenho médio no exame PISA 2000. Concretamente, entre todos os países pesquisados, o Brasil ocupa a última posição em termos de desempenho médio, em todas as provas. A tabela 1 apresenta médias de desempenho nas provas de leitura, matemática e ciências para cada um dos países e para o conjunto dos países.

Em leitura, a média brasileira é de 383 pontos (trigésimo primeiro lugar, último), a média do conjunto dos países é de 499 pontos, a média finlandesa (primeiro lugar) é de 548 pontos e a média mexicana é de 428 pontos (trigésimo lugar, penúltimo). Note-se que os resultados do Brasil são inferiores aos do conjunto de países avaliados, bem como aos do primeiro colocado, a Finlândia. Além disso, observa-se que os resultados dos alunos brasileiros também são inferiores aos dos alunos de um país mais próximo ao Brasil em termos sócio-econômicos, o México.

Em matemática, a média brasileira é de 320 pontos (trigésimo primeiro lugar, último), a média do conjunto dos países é de 498 pontos, a média japonesa (primeiro lugar) é de 559 pontos, enquanto a média mexicana é de 394 pontos (trigésimo lugar, penúltimo). Em ciências, a média brasileira é de 365 pontos (trigésimo primeiro lugar, último), a média do conjunto dos países é de 498 pontos, a média japonesa (primeiro lugar) é de 554 pontos e a média mexicana é de 427 pontos (trigésimo lugar, penúltimo).⁶ Portanto, a situação do Brasil em matemática e

⁶ Vale lembrar que foram excluídos os alunos brasileiros de 15 anos que não estivessem matriculados nas escolas, além dos que cursassem séries inferiores à quinta do ensino fundamental. Se tivessem sido

ciências não é muito diferente da situação em leitura.

Os maus resultados dos alunos brasileiros no exame PISA, em termos de eficácia – entendida como desempenho médio – tiveram grande repercussão na imprensa nacional na época de divulgação dos resultados, em dezembro de 2001. O relatório nacional sobre o exame PISA 2000 (INEP (2001)) elaborado pelo INEP/MEC, procura explicar a última posição ocupada pelos alunos brasileiros e contextualizá-la de diversas maneiras. O relatório, bem como as reações do então ministro Paulo Renato de Souza aos resultados, lançaram mão das seguintes justificativas para o fraco desempenho dos alunos brasileiros: (i) o nível de desenvolvimento sócio-econômico do Brasil é inferior ao dos outros países pesquisados, o que invalida a comparação; (ii) a desigualdade sócio-econômica (medida pelo índice de Gini) é mais aguda no Brasil do que nos outros países pesquisados, o que também invalida a comparação; (iii) a parcela de alunos de 15 anos com atraso escolar é muito menor nos outros países do que no Brasil, o que enviesa os resultados dos alunos brasileiros para baixo, (iv) a ampliação do acesso à educação básica no Brasil na última década incluiu no sistema de ensino alunos de perfis sócio-econômicos muito desfavorecidos, provavelmente contribuindo para piorar os resultados médios brasileiros. Além disso, algumas deficiências técnicas das questões (problemas de tradução de certos termos, por exemplo) também são evocadas em certos trechos do relatório.

A justificativa que ressalta a desigualdade sócio-econômica como explicação pressupõe a existência de uma relação causal entre igualdade sócio-econômica e bom desempenho médio em um exame de competências cognitivas, o que, embora seja uma hipótese plausível, ainda carece de estudos que a corroborem. O argumento de que o desempenho brasileiro foi ruim

incluídos, os resultados provavelmente teriam sido piores.

por causa do diferencial de desenvolvimento pode ser rebatido pela observação do desempenho dos alunos mexicanos, sensivelmente melhores que o dos brasileiros. As explicações baseadas na grande proporção de alunos com atraso escolar e na ampliação do acesso são mais plausíveis. Porém, seria preciso conhecer bem as realidades institucionais dos outros países para se aceitarem estas hipóteses. O relatório nacional brasileiro (INEP (2001)), por exemplo, afirma que, enquanto nos países pesquisados, grande parte dos alunos já freqüentam o ensino médio aos 15 anos de idade, no Brasil, mais da metade dos alunos de 15 anos encontram-se ainda no ensino fundamental. Contudo, afirma-se que isto também é verdade no México e, apesar disso, os resultados dos alunos mexicanos são bastante superiores aos dos alunos brasileiros.

Resta a hipótese de que os maus resultados médios brasileiros se devem à ampliação recente do acesso ao ensino. Esta hipótese parece ganhar força quando a comparação é feita com o México, uma vez que, nesse país, apenas 52% da coorte de jovens de 15 anos foi avaliada, contra 69% no Brasil. Um rápido exercício mostra, porém, que essa hipótese também não é suficiente para explicar o diferencial entre Brasil e México. Se utilizássemos apenas 75% da amostra brasileira do PISA 2000, chegaríamos a uma proporção de jovens de 15 anos avaliados semelhante à do México ($0,69 \times 0,75 = 0,52$). Caso os 25% de alunos excluídos da amostra brasileira fossem exatamente aqueles com pior desempenho em cada matéria, chegaríamos aos seguintes resultados médios no Brasil: leitura: 418; matemática: 360; ciências: 402. Os resultados da amostra completa do México são, respectivamente, 428, 394 e 427, conforme mostra a última linha da tabela 1. Nota-se que, mesmo sendo extremamente rigorosos com o México na comparação (uma vez que, para se chegar à proporção de 52% de alunos da coorte, excluimos os alunos brasileiros com *pior* desempenho), as médias brasileiras ainda são inferiores às

mexicanas. Portanto, esse exercício nos mostra que essa hipótese também não chega a explicar todo o diferencial entre Brasil e México.

Não comentaremos mais detidamente os resultados brasileiros em termos de eficácia, pois o relatório nacional (INEP (2001)) analisa em pormenores certos aspectos relacionados a esta questão.⁷ No entanto, tal relatório se preocupou muito pouco com aspectos relativos à desigualdade, que, no nosso entender, também são importantes para a avaliação do desempenho do sistema educacional. Ao se avaliar o desempenho sócio-econômico de um país, de pouco vale medir apenas o PIB per capita de um país (indicador da eficácia), se não se compreender de que maneira a renda se distribui entre indivíduos ou grupos de indivíduos (indicadores de desigualdade). Analogamente, em educação, não basta medir resultados médios; é preciso também compreender aspectos relacionados à distribuição dos resultados entre indivíduos ou grupos de indivíduos, conforme argumentado na introdução, em que se destaca a hipótese de a educação ser um bem posicional. Por essa razão, a partir da seção 3.2. voltaremos a atenção para aspectos referentes à desigualdade. Antes, porém, apresentamos um indicador do desempenho do sistema que é uma espécie de híbrido entre indicador de eficácia e indicador de desigualdade.

⁷ As principais mensagens do relatório em termos de políticas educacionais eram as seguintes: (i) sendo o atraso escolar um problema com conseqüências sobre o desempenho dos alunos, é preciso lutar contra a ‘cultura da repetência’, isto é, a prática indiscriminada da reprovação de alunos; (ii) dados os maus resultados em leitura, é preciso priorizar o “trabalho com leitura e produção de textos nas escolas brasileiras” (INEP (2001): 73).

Tabela 1.
PISA 2000, Desempenho médio dos alunos em leitura, matemática e ciências.

País**	Leitura		Matemática		Ciências	
	Pontos*	Classificação*	Pontos*	Classificação**	Pontos*	Classificação**
Alemanha	498	15	500	17	496	17
Austrália	526	4	530	6	525	6
Áustria	497	17	507	15	509	11
Bélgica	515	10	524	9	500	12
Brasil	383	31(último)	320	31(último)	365	31(último)
Canadá	524	6	525	8	520	7
Checa, República	497	16	500	18	512	10
Coréia do Sul	521	8	541	2	547	2
Dinamarca	499	14	517	11	481	21
Espanha	493	20	479	22	491	19
Estados Unidos	496	18	482	21	490	20
Finlândia	548	1	537	3	539	3
França	502	13	515	12	499	14
Grécia	471	25	446	29	460	27
Hungria	481	22	486	20	495	18
Irlanda	529	2	504	16	514	8
Islândia	508	11	514	13	497	15
Itália	489	21	459	27	478	22
Japão	525	5	559	1	554	1
Letônia	463	27	465	24	462	26

Tabela 1. PISA 2000, Desempenho médio dos alunos em leitura, matemática e ciências (cont.).

País**	Leitura		Matemática		Ciências	
	Pontos*	Classificação*	Pontos*	Classificação**	Pontos*	Classificação**
Liechtenstein	480	23	518	10	475	23
Luxemburgo	447	29	452	28	446	29
México	428	30	394	30	427	30
Noruega	504	12	498	19	499	13
Nova Zelândia	528	3	535	4	527	5
Polônia	467	26	460	25	475	24
Portugal	476	24	459	26	464	25
Reino Unido	522	7	529	7	528	4
Russa, Federação	462	28	478	23	460	28
Suécia	517	9	510	14	513	9
Suíça	496	19	531	5	496	16
Conjunto dos países	499	–	498	–	498	–
Brasil (75% melhores alunos)	418	–	360	–	402	–

Fonte: PISA 2000.

Variável de desempenho utilizada: pv5 (plausible values) – “ideal to compute country moments”.

* Desvios-padrão e número de observações encontram-se na Tabela A.1. no apêndice.

** A participação dos alunos nas provas do PISA foi muito baixa na Holanda. O relatório técnico do PISA 2000 (OCDE (2001)) recomenda a exclusão da Holanda de tabelas e gráficos que enfoquem os níveis e a distribuição do desempenho de alunos, razão pela qual os resultados desse país (542, 572, 540) foram omitidos na tabela.

O mesmo relatório ressalta, porém, que os dados holandeses podem ser utilizados em análises que enfoquem essencialmente as relações entre variáveis de background e o desempenho dos estudantes, como fazemos na seção 4 deste artigo.

3.1.2 Acesso a competências de base

Ao invés de nos interessarmos pelos resultados médios de todos os alunos, é interessante darmos destaque à proporção de alunos de cada país que não consegue atingir níveis mínimos de capacidades ou habilidades, comumente denominadas ‘competências de base’.

Uma forma de observar o acesso a competências de base é calcular a proporção de alunos cujos resultados encontram-se no nível 1 em uma escala de 5 níveis de proficiência definidos na pesquisa PISA 2000. Esta é a estratégia seguida no relatório nacional do PISA 2000 (INEP (2001)). Segundo esta repartição, 40% dos alunos brasileiros com 9 ou mais anos de estudo encontram-se no nível 1. O mesmo vale para 72% dos alunos com 8 anos de estudo; e para 89% dos alunos com 7 anos de estudo. No México, os resultados equivalentes são: 36%, 85% e 92%. O relatório ressalta também que, nos EUA, os números são 16% (9 anos ou mais) e 67% (8 anos de estudo); e na Espanha, 15% (9 ou mais) e 72% (8). Portanto, quando se trata de alunos com algum atraso, as diferenças entre os países não são tão marcadas. Contudo, quando se trata de alunos sem atraso (com 9 anos ou mais de estudo), o Brasil se sai bem pior que Espanha e EUA, e um pouco pior do que o México.

Uma maneira alternativa de se calcular a proporção de alunos que não têm acesso às competências de base não faz uso de uma escala invariável de proficiências, mas se baseia em uma *comparação internacional*. Trata-se de dividir os resultados dos alunos de todos os países em quartis de resultados e, posteriormente, observar, em cada país, qual é a proporção de alunos que pertence a cada quartil de desempenho definido internacionalmente. A proporção de alunos de cada país pertencente ao quartil mais baixo de resultados constitui um indicador da proporção de alunos que não alcançam um nível de competências mínimo, *segundo padrões internacionais*. Os resultados encontram-se na tabela 2.

Tabela 2.
 Repartição do desempenho em leitura dos alunos de cada país, segundo quartis de desempenho definidos internacionalmente.

País**	Quartis de desempenho				
	Primeiro quartil (baixo desempenho)		Segundo quartil	Terceiro quartil	Quarto
	Frequência (em %)	Classificação*	(em %)	(em %)	(em %)
Alemanha	25,23	18	24,54	24,17	26,06
Austrália	18,59	8	21,04	24,81	35,57
Áustria	24,15	17	26,09	26,47	23,29
Bélgica	21,12	11	19,64	25,76	33,48
Brasil	72,02	31(último)	18,84	6,68	2,45
Canadá	17,17	5	23,38	26,63	32,82
Checa, República	23,21	14	27,29	26,78	22,72
Coréia do Sul	10,96	2	26,96	36,81	25,27
Dinamarca	23,75	16	26,09	26,19	23,97
Espanha	23,27	15	29,40	29,11	18,22
Estados Unidos	26,65	21	24,88	24,47	24,00
Finlândia	10,32	1	18,75	28,43	42,50
França	22,34	12	25,91	27,24	24,50
Grécia	32,38	25	28,49	24,25	14,88
Hungria	29,49	23	28,67	25,15	16,70
Irlanda	15,41	4	21,95	27,76	34,87
Islândia	19,72	10	26,25	27,55	26,48

Tabela 2. Repartição do desempenho em leitura dos alunos de cada país, segundo quartis de desempenho definidos internacionalmente (cont.).

País**	Quartis de desempenho				
	Primeiro quartil (baixo desempenho)		Segundo quartil	Terceiro quartil	Quarto quartil
	Frequência (em %)	Classificação*	(em %)	(em %)	(em %)
Itália	25,62	20	28,85	26,48	19,04
Japão	13,70	3	22,58	32,57	31,15
Letônia	36,58	27	27,56	22,40	13,46
Liechtenstein	28,66	22	29,30	23,25	18,79
Luxemburgo	42,55	29	27,92	20,04	9,50
México	51,83	30	28,41	14,72	5,04
Noruega	22,93	13	23,03	26,48	27,56
Nova Zelândia	18,65	9	19,69	25,03	36,62
Polônia	35,08	26	27,94	22,11	14,86
Portugal	31,62	24	27,24	24,54	16,60
Reino Unido	18,25	7	22,70	25,06	33,98
Russa, Federação	36,86	28	30,67	20,89	11,58
Suécia	17,84	6	23,82	28,96	29,37
Suíça	25,26	19	26,02	25,15	23,57
Conjunto dos países	24,78	–	24,87	25,37	24,99

Fonte: PISA 2000.

Variável de desempenho utilizada: pv5 (plausible values) – “ideal to compute country moments”.

* A classificação indica o ordenamento dos países em termos da porcentagem de seus alunos que se encontram no primeiro quartil de desempenho definido internacionalmente, isto é, o conjunto dos 25% alunos com pior desempenho em todos os países avaliados. O número 1 indica o primeiro lugar, isto é, o país com menos alunos no primeiro quartil; o número 31 indica o país com mais alunos nesse quartil.

** Dados holandeses não incluídos. A este respeito, ver nota junto à Tabela 1.

Por construção, a proporção de alunos do conjunto dos países que pertence ao primeiro quartil da prova de leitura do PISA 2000 (resultados ruins) é próxima a 25%.⁸ Finlândia, Coreia do Sul e Japão apresentam uma baixa proporção de alunos no primeiro quartil internacional: pouco menos de 15% em cada um. Em uma série de países, como Portugal, Grécia, Polônia, Letônia, Federação Russa e Luxemburgo, a parcela de alunos cujos resultados situam-se no primeiro quartil internacional é elevada, superando os 30%.

No entanto, os resultados que mais saltam aos olhos ao se observar esta tabela são: (i) as elevadas proporções de alunos mexicanos e brasileiros cujos resultados limitam-se ao primeiro quartil internacional, e (ii) a grande diferença existente entre os alunos mexicanos e brasileiros. Pouco mais da metade (51,83%) dos alunos mexicanos examinados obtiveram desempenho que os situa no primeiro quartil internacionalmente definido, uma proporção bastante elevada em relação a todos os outros países, com exceção do Brasil. O ‘antepenúltimo’ colocado, Luxemburgo, apresenta uma proporção bem mais baixa: 42,55%. Quanto ao Brasil, mais de dois terços dos alunos brasileiros – 72,02%, ou cerca de vinte pontos percentuais a mais que o México – encontram-se no primeiro quartil. Portanto, uma grande parcela dos alunos brasileiros não tem acesso às competências de base em leitura em um critério de comparação internacional.

Em matemática e ciências, os resultados (não apresentados integralmente neste artigo) são ainda piores. Em matemática, 85,28% dos alunos brasileiros avaliados não ultrapassam a linha do 1º quartil de resultados; em ciências, são 77,90%. O México

⁸ A proporção não é exatamente de 25% em cada quartil devido a notas iguais obtidas por alunos que se encontram na fronteira entre um quartil e outro.

obtem 66,93% e 54,24% nessas duas provas.⁹

Indubitavelmente, trata-se de um indicador de eficácia, estreitamente relacionado com o indicador anterior (desempenho médio) – é de se esperar que, num país com resultados médios baixos como o Brasil, muitos alunos não possuam as competências de base internacionalmente definidas, isto é, que muitos alunos se encontrem no primeiro quartil de desempenho. Contudo, esse indicador constitui uma introdução à vasta questão das *desigualdades* de desempenho entre bons e maus alunos (neste caso, desigualdades no âmbito internacional) e da importância da análise da *distribuição* dos resultados, uma vez que duas médias de desempenho iguais podem representar distribuições com proporções muito diferentes de alunos em cada quartil. Por exemplo, em leitura, a Coreia do Sul ocupa apenas a oitava posição em termos de desempenho médio, mas tem muito poucos alunos no primeiro quartil definido internacionalmente (segunda colocação), enquanto a Nova Zelândia tem um resultado inverso (terceiro lugar em desempenho médio, mas nono lugar no critério do primeiro quartil).

Caso se acredite que o que realmente importa é a distribuição de educação no interior de um país, e não a distribuição no mundo inteiro, então este indicador perde sua razão de ser. No entanto, o que a tabela 2 mostra é que uma ampla parcela dos alunos brasileiros de 15 anos não está dotada de capacidades cognitivas mínimas em comparação com alunos da mesma idade, de outros

⁹ Em leitura, apenas 2,45% dos alunos brasileiros encontram-se entre os 25% mais fortes do mundo todo e somente 9,13% dos brasileiros encontram-se entre os 50% com melhor desempenho. Em matemática, apenas 1,10% dos alunos brasileiros encontram-se entre os 25% mais fortes do mundo todo e somente 4,23% dos brasileiros estão entre os 50% mais fortes. Em ciências, os números são, respectivamente, 2,03% e 7,23%.

países. Mostra também que apenas uma proporção ínfima dos alunos brasileiros consegue se posicionar entre os 25% melhores do mundo. E isto sem levar em conta os 31% de alunos brasileiros excluídos da amostra por estarem cursando séries mais baixas do que a quinta do ensino fundamental ou por não estarem na escola. Em um mundo crescentemente interligado e globalizado, o déficit cognitivo dos jovens brasileiros pode ter conseqüências indesejáveis nos planos econômico e social.

3.2 *Indicador de desigualdade*

A partir desta seção, voltam-se definitivamente os olhares para a análise da *distribuição dos resultados no interior de cada país*. Ao procurar compreender aspectos ligados à equidade, não é mais necessário procurar compreender porque o Brasil é menos eficaz (resultados médios piores) do que países mais desenvolvidos como Finlândia, Japão, Portugal, Coréia do Sul ou Estados Unidos, mas sim compreender em que medida os alunos brasileiros alcançam resultados mais ou menos díspares entre si, e se as desigualdades no Brasil são maiores ou menores do que as encontradas em outros países.

Pelas características do estudo realizado, a base de dados contempla apenas informações sobre *resultados dos alunos*, seu perfil socio-econômico e algumas características de sua escola. Isto significa que não é possível, por exemplo, calcular nenhum indicador de *iniquidade educacional entendida como desigualdade de resultados pós-escolares*, afinal, não é possível saber quais serão os salários dos alunos no futuro. Inúmeros trabalhos empíricos têm explorado a relação existente entre diferencial de educação alcançada (diploma e/ou anos de estudo) e diferencial de salário no Brasil. Menezes-Filho (2001) apresenta uma resenha desses estudos e conclui que o diferencial de educação explica uma parcela

elevada do diferencial de salários.

Também não é possível construir indicadores de *iniquidade educacional entendida como desigualdade de acesso* a determinados níveis de ensino. A única informação relevante de que dispomos a este respeito é que, da amostra brasileira, foram excluídos os alunos de 15 anos que estivessem cursando séries mais baixas do que a quinta do ensino fundamental, além dos que não estivessem matriculados em nenhuma escola. Como já dito na seção 2, estes procedimentos levaram à desconsideração de 31% da coorte de alunos de 15 anos de idade. Pode-se interpretar que quase um terço dos brasileiros de 15 anos, ou estão fora da escola, ou estão na escola mas extremamente atrasados. Possivelmente, tal atraso constituirá um grande empecilho a que alcancem, futuramente, os níveis mais altos do sistema de ensino. Diversos estudos tratam da questão da desigualdade de acesso na educação brasileira, visto que certas bases de dados amplamente difundidas no Brasil, como a PNAD, contêm informações sobre diploma mais elevado obtido pelos indivíduos ou sobre seus anos de estudo.¹⁰

Porém, apesar destes limites, é possível explorar a base de dados PISA 2000 de modo a apresentar pelo menos um indicador de *iniquidade educacional entendida como desigualdade de resultados* (esta seção), e, por meio de procedimentos estatísticos simples e/ou pela assunção de alguns pressupostos particulares, construir indicadores de iniquidade como desigualdade de *oportunidades educacionais* (seção 4).

¹⁰ Os sítios de Internet do INEP (www.inep.gov.br) e do IPEA (www.ipea.gov.br) contêm informações sobre acesso aos diversos níveis de educação.

3.2.1 *Desigualdades de resultados entre alunos fortes e fracos*

Um indicador descritivo de desigualdade é a disparidade entre o desempenho dos alunos mais fortes e o dos mais fracos em cada país. Optou-se aqui por se computar a razão entre o nono e o primeiro decis, isto é, a razão entre o desempenho alcançado pelo aluno que se encontra numa posição situada a 9/10 da distribuição ordenada de desempenho de cada país (representando alunos fortes), e o desempenho alcançado pelo aluno que se encontra na posição 1/10 dessa distribuição (representando alunos fracos). Os resultados, para as três provas, encontram-se na tabela 3.

Em leitura, a razão entre a nota do nono e do primeiro decis no conjunto dos países é de 1,66 (diferencial de 66%), como se vê na última linha da tabela. O Brasil é o país em que este indicador é o mais elevado: 1,83 (83%). Isto é, os alunos fortes brasileiros têm desempenho 83% superior aos dos alunos fracos brasileiros. Diversos países encontram-se no intervalo compreendido entre 1,60 e 1,79, inclusive o México (1,71, vigésima posição). Apenas quatro países apresentam resultados inferiores a 1,60: Coreia do Sul, Japão, Finlândia e Espanha.

Em matemática, o Brasil volta a ocupar o último lugar e, neste caso, a diferença com relação aos outros países é enorme. Enquanto a razão entre o desempenho médio dos alunos brasileiros fortes e fracos é 2,34 (134%), a razão do penúltimo colocado, a Grécia, é 1,90. O México apresenta uma razão intermediária em matemática: 1,75 (25º país menos desigual). Os países com melhores resultados são Finlândia e Japão, atingindo pouco menos de 1,50 em cada caso.

Em ciências, o Brasil é, mais uma vez, o último colocado, com 1,96 (96%), bem distante de Federação Russa e Grécia (1,77). Os países menos inequânimes são Coreia do Sul (1,47), Japão

(1,52) e Finlândia (1,52). O México apresenta um bom resultado de acordo com este indicador, ocupando a sétima posição, com uma razão de 1,61 entre os alunos fortes e os fracos.

Claramente, trata-se de um indicador de iniquidade como *desigualdade de resultados*, pois, com base na observação deste indicador, nada se pode afirmar quanto ao acesso ou às oportunidades oferecidas a cada aluno ao longo do processo educacional. Esta ressalva não invalida a importância da principal mensagem que se extrai da tabela 3: a de que a distribuição incondicional (ou bruta, isto é, sem qualquer tipo de controle) de desempenho de alunos brasileiros é muito desigual quando comparada às dos outros países. E isto é verdade tanto em termos relativos – visto que o Brasil ocupa, nos três casos, a última posição –, como em termos absolutos, uma vez que se verificam grandes diferenças entre o indicador referente ao Brasil e aqueles referentes aos outros países, especialmente em matemática e em ciências.¹¹

¹¹ Calculamos também a relação entre os *quartis extremos* em cada país. Os resultados são os seguintes:

- Brasil – leitura: 1,36 (último lugar), matemática: 1,54 (último), ciências: 1,40 (último);
- México – leitura: 1,33 (24º lugar), matemática: 1,34 (26º), ciências: 1,29 (7º);
- Primeiro lugar – leitura: 1,20 (Coreia do Sul), matemática: 1,22 (Japão), ciências: 1,23 (Japão);
- Penúltimo lugar – leitura: 1,36 (Luxemburgo), matemática: 1,40 (Grécia), ciências: 1,35 (Rússia);
- Conjunto dos países (exclusive Holanda) – leitura: 1,30, matemática: 1,29, ciências: 1,31.

Tabela 3.
Razão entre 9º decil e 1º decil de desempenho em leitura, matemática e ciências. (“Alunos fortes” / “alunos fracos”)

País**	Leitura		Matemática		Ciências	
	Razão	Classificação (do menos para o mais desigual)*	Razão	Classificação (idem)*	Razão	Classificação (idem)*
Alemanha	1,76	28	1,73	24	1,73	25
Austrália	1,69	16	1,57	10	1,64	10
Áustria	1,66	13	1,64	17	1,63	9
Bélgica	1,73	21	1,72	23	1,77	29
Brasil	1,83	31(último)	2,34	31(último)	1,96	31(último)
Canadá	1,62	9	1,52	4	1,58	4
Checa, República	1,64	11	1,68	18	1,64	11
Coréia do Sul	1,42	1	1,50	3	1,48	1
Dinamarca	1,67	14	1,52	5	1,75	27
Espanha	1,58	4	1,63	16	1,68	18
Estados Unidos	1,76	27	1,76	26	1,72	22
Finlândia	1,52	3	1,47	1	1,52	3
França	1,62	8	1,58	11	1,74	26
Grécia	1,74	25	1,90	30	1,72	23
Hungria	1,65	12	1,70	21	1,71	21
Irlanda	1,60	5	1,52	6	1,61	6

Tabela 3. Razão entre 9^o decil e 1^o decil de desempenho em leitura, matemática e ciências. (“Alunos fortes” / “alunos fracos”) cont.

País**	Leitura		Matemática		Ciências	
	Razão	Classificação (do menos para o mais desigual)*	Razão	Classificação (idem)*	Razão	Classificação (idem)*
Islândia	1,62	7	1,53	7	1,60	5
Itália	1,64	10	1,69	20	1,71	20
Japão	1,52	2	1,48	2	1,52	2
Letônia	1,77	29	1,78	27	1,72	24
Liechtenstein	1,73	22	1,57	9	1,66	14
Luxemburgo	1,79	30	1,69	19	1,75	28
México	1,71	20	1,75	25	1,61	7
Noruega	1,74	24	1,62	14	1,65	13
Nova Zelândia	1,74	23	1,62	13	1,67	16
Polônia	1,74	26	1,79	29	1,69	19
Portugal	1,71	19	1,70	22	1,65	12
Reino Unido	1,67	15	1,57	8	1,66	15
Russa, Federação	1,70	17	1,79	28	1,77	30
Suécia	1,61	6	1,62	15	1,62	8
Suíça	1,70	18	1,61	12	1,68	17
Conjunto dos países	1,66	–	1,64	–	1,66	–

Fonte: PISA 2000.

Variável de desempenho utilizada: pv5 (plausible values) – “ideal to compute country moments”.

* A classificação indica o ordenamento dos países em termos de equidade. O número 1 indica o primeiro lugar, isto é, o país menos inequânime segundo o critério desta tabela. O número 31 indica o último lugar, isto é, o país mais inequânime.

** Dados holandeses não incluídos. A este respeito, ver nota junto à Tabela 1.

4 Análise Inferencial

Ao longo desta seção 4, apresentam-se e analisam-se os resultados de uma série de regressões estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários, com desvios-padrão robustos. Portanto, em todas as regressões estimadas, assumimos que as observações são independentes entre escolas, mas não dentro de cada escola. Somente os dados da prova de leitura foram utilizados, pelo fato de ter sido privilegiada no estudo da OCDE, e também para não sobrecarregar o artigo com um sem-número de tabelas.

4.1 *Iniquidade como desigualdade de oportunidades educacionais: a sensibilidade do desempenho do aluno ao seu perfil sócio-econômico (PSE)*

A base de dados possibilita a estimação, por meio de análise inferencial, de um interessante indicador de iniquidade: a sensibilidade do desempenho dos alunos ao seu perfil sócio-econômico (PSE). Este indicador traduz-se, em uma regressão, no coeficiente obtido para o vetor de variáveis representativas do PSE e exprime em que medida o PSE tem impacto sobre os resultados dos alunos. Em termos intuitivos, trata-se de uma medida do grau de determinismo do sistema: se o fato de ter nascido em uma família pobre ou de ter pais com pouca escolaridade determina, em grande medida, e mesmo após a inclusão de variáveis de controle, que o desempenho escolar do aluno será ruim, então será pouco provável que haja mobilidade intergeracional, aceitando-se a hipótese – plausível – de que o desempenho escolar presente está correlacionado à renda e ao bem-estar futuros.

É possível, porém, ir além, e interpretar tal indicador como uma medida de *desigualdade de oportunidades educacionais*. Para

tanto, recorremos ao marco definido pela teoria do filósofo político norte-americano John Rawls (Rawls (1971)). Segundo a interpretação mais corrente da obra de Rawls (veja-se, por exemplo, Arnsperger e Van-Parijs (2004)), um dos princípios de justiça definido por esse filósofo, o da *justa igualdade de oportunidades*, requer que indivíduos (e grupos de indivíduos) de mesmo talento tenham as mesmas possibilidades de alcançarem as posições sociais que almejem. A fim de que o princípio seja satisfeito, as características herdadas por um indivíduo e/ou variáveis fora do seu controle (a cor de sua pele, por exemplo) não deveriam influenciar as suas chances de atingir determinada posição social.

Traduzindo-se esse princípio para o campo da educação, os resultados escolares dos alunos (neste artigo, os resultados no PISA 2000) passam a ser as “posições sociais almejadas”.¹² Para que o princípio seja inteiramente satisfeito, o desempenho dos alunos não deve depender de seu perfil sócio-econômico (isto é, das circunstâncias), mas apenas de suas aspirações e dos seus esforços. Evidentemente, isso não se verifica inteiramente em lugar algum, uma vez que alunos de mesmo talento inato se beneficiam, via de regra, de montantes diferentes de recursos escolares (devido à heterogeneidade inter-escolar). Além disso, alunos de mesmo talento inato também se beneficiam de montantes diferentes de recursos extra-escolares (apoio familiar, por exemplo). Portanto, é de se esperar que os resultados educativos sejam díspares, mesmo entre alunos de igual talento inato.

¹² Ressalte-se que não consideramos aqui a educação como um elemento proporcionador de oportunidades futuras (salários, posições sociais etc.), mas sim enfocamos diferenças em termos de *oportunidades educacionais* ex ante (exemplo: diferentes características familiares) como elementos proporcionadores de níveis maiores ou menores de aprendizado.

No entanto, uma elevada sensibilidade do desempenho dos alunos de determinado país ao perfil sócio-econômico (PSE) desses alunos indica que as circunstâncias são fortes determinantes dos seus resultados escolares. Já uma baixa sensibilidade indica que o PSE é um determinante menos importante do desempenho, e que outras variáveis (os níveis de recursos escolares, o talento, o esforço dos alunos etc.) têm maior relevância como determinantes do desempenho. Portanto, ainda que provavelmente o princípio de justa igualdade de oportunidades de Rawls seja violado em ambos esses casos, no segundo caso ele o será em uma intensidade menor do que no primeiro, razão pela qual dizemos que, no segundo país, a desigualdade de oportunidades educacionais é menor do que no primeiro. O foco desta seção, portanto, recairá sobre a *intensidade do coeficiente que relaciona PSE ao desempenho* no PISA 2000.

Optou-se pela utilização da variável ‘wealth’ (riqueza da família), disponível na base de dados PISA, como *proxy* para o PSE dos alunos. A variável ‘wealth’ é um índice construído a partir de respostas dos estudantes sobre: (i) disponibilidade, em sua casa, de máquina de lavar, quarto próprio, softwares educacionais, e acesso à Internet ; (ii) o número de telefones celulares, televisores, computadores, automóveis e banheiros na casa. Quanto mais positivo é o índice, maior é a riqueza da família; quanto mais negativo é o índice, menor é a riqueza da família.¹³

A tabela 4 traz as estatísticas descritivas básicas referentes à variável dependente, à variável que expressa a riqueza da família, bem como às outras variáveis usadas nas estimações apresentadas nesta seção 4.

¹³ Para maiores detalhes técnicos acerca da construção dessa variável, consulte-se o relatório técnico do PISA 2000 (OCDE (2001):224).

Tabela 4.

Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na seção 4. Prova de Leitura. Brasil e Conjunto dos outros países.

Variável	Definição	Natureza	Brasil		Conjunto dos outros países			
			Média	Desvio-padrão	Intervalo	Média	Desvio-padrão	Intervalo
Dependente	Desempenho dos alunos em leitura (estandardizada)	Contínua	0,00	1,00	-4,04 a	0,00	1,00	-5,77 a 4,80
Wlested								
PSE (wealth)	Índice de riqueza da família.	Contínua	-1,48	1,12	-5,05 a 3,38	-0,11	1,07	-5,05 a 3,38
Gênero	0 se mulher, 1 se homem.	Binária	0,48	0,50	0 ou 1	0,50	0,50	0 ou 1
No. de irmãos	Número de irmãos.	Discreta	2,44	1,59	0 a 12	1,84	1,33	0 a 12
Edifício	Edifícios degradados?		1,57	0,88	1,68	0,88		
Calefação	Calefação deficiente?		1,57	0,86	1,68	0,87		
Espaço	Espaço inadequado?		1,62	0,94	1 a 4	1,86	0,97	1 a 4
Material	Falta material de ensino?	Discretas	1,71	0,92	(1=não	1,76	0,88	(1=não
Computador	Faltam computadores?		2,92	1,13	:	2,19	0,98	:
Biblioteca	Biblioteca deficiente?		2,23	1,10	4=	2,03	0,92	4=
Multimídia	Faltam recursos de multimídia?		1,93	1,05	muito)	2,25	0,94	muito)
Ciências	Falta material de ciências?		2,90	1,18		2,05	0,97	
Artes	Falta material de artes?		2,69	1,16		2,06	0,99	
Tamanho	Número de alunos na escola.	Discreta	1293,99	1077,39	2 a 9815	720,21	526,02	3 a 8600
Razão	Número de alunos dividido por número de professores na escola	Contínua	30,93	11,92	0,02 a 49,9	13,50	5,74	0,01 a 49,43
Efeito de pares	Índice sócio-econômico médio dos pais dos colegas do aluno na escola onde ele estuda.	Contínua	42,45	10,25	22,83 a 78	49,04	7,76	16 a 79
Série	Série em que aluno está matriculado	Discreta	8,25	0,90	7 a 10	9,66	0,71	4 a 13

Fonte: PISA 2000.

4.1.1 O modelo básico

O modelo básico (modelo 1) estimado é o seguinte:

$$Y_{ijk} = \alpha_{ijk} + \beta_{ijk}(PSE_{ijk}) + \gamma_{ijk}X_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

Onde:

Y_{ijk} é o resultado do aluno i , do país j , na prova da matéria k ;
 PSE_{ijk} é um vetor de variáveis representativas do perfil sócio-econômico do aluno;

X_{ijk} é um vetor de variáveis de controle;

α , β e γ são coeficientes; e

ε representa o erro amostral.

O coeficiente de maior interesse neste exercício empírico é β , que expressa a sensibilidade do desempenho do aluno (Y) ao seu perfil sócio-econômico (PSE). No modelo básico (equação 1 acima), deve-se considerar que: j = Brasil; k = Leitura; Y = desempenho dos alunos expresso pela variável “wlestd” (trata-se de uma transformação da variável de desempenho “wle”, disponível na base original, que foi estandardizada, de forma que, em cada país, a média fosse 0 e o desvio-padrão fosse 1); PSE = riqueza da família; X = vetor composto por uma variável binária expressando gênero (0 =feminino e 1 =masculino), bem como por uma variável discreta expressando o número de irmãos.

A tabela 5 apresenta os coeficientes obtidos na estimação deste modelo básico, e também em dois modelos subsequentes.

Tabela 5.
Desigualdade de oportunidades: sensibilidade do desempenho ao PSE (variável wealth). Prova de Leitura, Brasil.

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		
	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	
Coefficiente de interesse PSE (wealth)	0,2764***	0,0231	0,2065***	0,0286	0,0653***	0,0192	
Intercepto	0,8107***	0,0594	1,6124***	0,1502	-3,3321***	0,3457	
Controles básicos	Gênero	-0,2545***	0,0290	-0,2669***	0,0337	-0,1765***	0,029
	No. de irmãos	-0,1086***	0,0093	-0,9189***	0,0111	-0,0456***	0,0100
Controles para insumos monetários	Edifício			-0,0355	0,0487	-0,0018	0,0440
	Calefação			0,0464	0,0487	0,0428	0,0424
	Espaço			0,0116	0,0358	-0,0124	0,0311
	Material			0,0706	0,0429	0,0010	0,0371
	Computador			-0,1216***	0,0341	-0,0203	0,0278
	Biblioteca			-0,0131	0,0386	-0,0333	0,0299
	Multimídia			0,0133	0,0318	-0,0073	0,0288
	Ciências			-0,1239***	0,0392	-0,0117	0,0285
	Artes			0,0038	0,0371	0,0096	0,0286
	Tamanho			0,0000	0,0000	-0,0000	0,0000
	Razão			-0,0122***	0,0028	-0,0075***	0,0023
Controles para variáveis referentes ao funcionamento do sistema	Efeito de pares					0,0241***	0,0032
	Série					0,3881***	0,0240
Número de observações		4776		3280		3278	
R^2		0,1596		0,2416		0,3930	

Fonte: PISA 2000. Variável de desempenho utilizada: wle (maximum likelihood score) – “ideal to analyse individual scores in a multivariate perspective” – estandardizada por país (média = 0, desvio-padrão = 1) e denominada wlestd.

Níveis de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

Todos os coeficientes são estatisticamente significativos. As variáveis de controle mostram que o fato de ser homem influencia negativamente o desempenho em leitura e que, quanto maior é o número de irmãos de um aluno, pior é o seu desempenho em leitura. O R^2 é baixo, como era de se esperar em uma estimação em corte transversal.

O sinal do coeficiente de PSE é positivo, conforme o esperado. Portanto, alunos de famílias mais ricas atingem resultados mais elevados. Como avaliar a magnitude desse coeficiente? As estatísticas descritivas da tabela 4 nos indicam que a variável *wealth* varia de $-5,05$ a $3,38$ no Brasil, e que o desvio-padrão é de $1,12$. Portanto, uma variação de uma unidade da variável *wealth* representa um deslocamento de pouco mais de $1/8$ na distribuição de *wealth*, e pouco menos de 1 desvio-padrão. Já a variável de desempenho dos alunos foi estandardizada dentro de cada país (de forma a ter média 0 e desvio-padrão 1). Portanto, um aumento de um ponto da variável *wealth* está correlacionado a um aumento de $27,64\%$ de desvio-padrão na variável de desempenho. Como o desvio-padrão na prova de leitura no Brasil é de $89,23$ pontos (cf. tabela A.1. no apêndice), um aumento de um ponto em “*wealth*” corresponde a um aumento de $24,66$ pontos na performance do aluno.¹⁴ Portanto, segundo essa estimação, um aluno com nível de riqueza 2 alcança, *ceteris paribus*, um resultado superior em $24,66$ pontos ao de um aluno com nível de riqueza 1.

Mais interessante do que a interpretação deste coeficiente em si mesmo é a sua comparação com os coeficientes obtidos em estimações de outros países. Este procedimento nos permite ter uma idéia mais clara da relevância do coeficiente β brasileiro. Neste caso, no modelo básico (equação 1), a única alteração é que j deixa de representar o Brasil e passa a representar cada

¹⁴ A conta feita é a seguinte: $89,23 \times 0,2764 = 24,66$.

um dos outros países. A tabela 6 apresenta os resultados.

Note-se que os sinais dos coeficientes obtidos na estimação deste modelo básico (coluna à esquerda) são positivos em quase todos os países. Além disso, quase todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero. No que se refere à magnitude, o coeficiente brasileiro de riqueza é o mais alto de todos (27,64%). Portanto, de acordo com esta estimação simples, em que apenas alguns controles são introduzidos, a relação entre riqueza da família (nossa proxy para o perfil sócio-econômico) e os resultados dos alunos é mais forte no Brasil do que em todos os outros países.

Portugal (26,95%), Estados Unidos (26,43%), França (26,29%) e Luxemburgo (22,84%) vêm em seguida ao Brasil. O México ocupa a vigésima sétima posição, com 22,67%. Os coeficientes obtidos para o Japão (4,42%) e a Noruega (7,62%) são positivos, mas baixos. Os casos mais extremos são Holanda (-2,06%) e Islândia (-4,09%). Em ambos, os coeficientes são negativos, indicando que, *ceteris paribus*, a riqueza da família está negativamente correlacionada com o desempenho dos alunos. Contudo, enquanto o coeficiente holandês não é estatisticamente diferente de zero, o islandês o é ao nível de significância de 1%.

Tabela 6.
Desigualdade de oportunidades: sensibilidade do desempenho ao PSE (variável wealth).
Prova de Leitura. Todos os países.

País	Coeficiente do índice de riqueza (wealth)					
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coeficiente	Classificação [§]	Coeficiente	Classificação [§]	Coeficiente	Classificação [§]
Alemanha	0,1943***	24	0,1376***	20	0,0159	16
Austrália	0,1644***	20	0,1297***	19	0,0540***	20
Áustria	0,1182***	10	0,0902***	14	0,0001	12
Bélgica	0,1181***	9	0,0701***	8	-0,0107	10
Brasil	0,2764***	32(último)	0,2065***	29	0,0653***	26
Canadá	0,1732***	22	nd ^ℓ	–	nd ^ℓ	–
Checa, República	0,1243***	14	0,1086***	16	0,0041	13
Coréia do Sul	0,2060***	26	0,1697***	27	0,0648***	25
Dinamarca	0,1239***	13	0,0948***	15	0,0564**	22
Espanha	0,1922***	23	0,1458***	23	0,0284*	17
EUA	0,2643***	30	0,2508***	31(último)	0,1267***	31(último)
Finlândia	0,1293***	16	0,1527***	24	0,1220***	30
França	0,2629***	29	0,2038***	28	0,0776***	28
Grécia	0,1198**	11	0,0688*	7	-0,0276	5
Holanda	-0,0206	2	-0,0632**	1	-0,0603*	3
Hungria	0,1947***	25	0,1679***	26	-0,0158	8
Irlanda	0,1313***	17	0,1197***	17	0,0425**	18
Islândia	-0,0409***	1	-0,0505**	2	-0,0629***	2

Tabela 6. Desigualdade de oportunidades: sensibilidade do desempenho ao PSE (variável wealth).
Prova de Leitura. Todos os países. (cont.)

País	Coeficiente do índice de riqueza (wealth)					
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coeficiente	Classificação [§]	Coeficiente	Classificação [§]	Coeficiente	Classificação [§]
Itália	0,1338***	18	0,0704***	10	-0,0068	11
Japão	0,0442	3	0,0453*	6	-0,0241	6
Letônia	0,0831***	5	0,0702***	9	0,0046	14
Liechtenstein	0,1288*	15	-0,0217	3	-0,0562	4
Luxemburgo	0,2284***	28	0,1271***	18	0,0548**	21
México	0,2267***	27	0,1415***	21	-0,0125	9
Noruega	0,0762***	4	0,0847***	11	0,0666**	27
Nova Zelândia	0,1683***	21	0,1530***	25	0,0902***	29
Polônia	0,0997***	8	0,0443*	5	-0,0761***	1
Portugal	0,2695***	31	0,2382***	30	0,0646***	24
Reino Unido	0,1452***	19	0,1421***	22	0,0426***	19
Russa, Federação	0,1221***	12	0,0343*	4	-0,0229	7
Suécia	0,0974***	6	0,0849***	12	0,0628***	23
Suíça	0,0988***	7	0,0864***	13	0,0090	15

Fonte: PISA 2000.

Variável de desempenho utilizada: wle (maximum likelihood score) – “ideal to analyse individual scores in a multivariate perspective” – estandardizada por país (média = 0, desvio-padrão = 1) e denominada wlestd.

Modelo 1: inclui controles básicos; **Modelo 2:** inclui controles para insumos monetários; **Modelo 3:** inclui controles para variáveis referentes ao funcionamento do sistema (efeitos de pares e atraso escolar).

Níveis de significância: *** = 1%, ** = 5%, * = 10%.

[§]: A classificação indica o ordenamento dos países em termos de equidade. O número 1 indica o primeiro lugar, isto é, o país menos inequânime segundo o critério desta tabela. O número 32 indica o último lugar, isto é, o país mais inequânime. A classificação não leva em conta o nível de significância dos coeficientes estimados.

[‡]: As variáveis tamanho da escola e razão aluno/professor não estão disponíveis para o Canadá.

4.1.2 Inclusão de controles para insumos monetários (recursos escolares)

Os coeficientes das regressões parecem confirmar a hipótese de que o perfil sócio-econômico, expresso aqui por um indicador de riqueza da família, tem forte impacto sobre o desempenho dos alunos de alguns países nas provas do PISA, especialmente no Brasil.

No entanto, pode-se levantar uma objeção que consiste em dizer que a desigualdade de resultados entre os alunos de diferentes perfis sócio-econômicos na realidade esconde uma *desigualdade de recursos injetados no sistema educativo para alunos de diferentes perfis sócio-econômicos*. Em outras palavras, as desigualdades *ex post* (de resultados) poderiam ser causadas, não por desigualdades *ex ante* (em função do PSE), mas sim por desigualdade durante o processo educativo (desigualdade de tratamento). Em termos concretos, a desigualdade de resultados *ex post* poderia decorrer da existência de fortes diferenças entre os níveis de recursos disponíveis às diferentes escolas dentro de cada país. O exercício estará incompleto, portanto, se não forem levadas em conta possíveis desigualdades no montante de insumos monetários alocados a cada aluno. Se isto fosse verdade, parte da dependência de desempenho ao *PSE* capturada nas estimações anteriores pelo coeficiente β poderia, na verdade, ser explicada por uma série de variáveis de recursos não incluídas na equação 1.

A base de dados PISA 2000 contém certas variáveis indicativas do montante de recursos escolares disponível a cada aluno. A equação a ser estimada agora ganha um novo termo, R_{ijk} , que é um vetor de variáveis representativas dos recursos escolares (ou insumos monetários) disponíveis ao aluno i , do país j , que realizou a prova da matéria k . Estima-se, portanto, a seguinte

equação (modelo 2):

$$Y_{ijk} = \alpha_{ijk} + \beta_{ijk}(PSE_{ijk}) + \gamma_{ijk}X_{ijk} + \delta_{jk}R_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

Nesse segundo conjunto de estimações, o *PSE* se expressa novamente pela variável de riqueza da família (wealth) e o vetor de controles, *X*, é o mesmo (gênero e número de irmãos). Há também agora um vetor de recursos, *R*, composto por diversas variáveis referentes às escolas, baseadas em informações fornecidas pelos diretores das escolas. Todas essas variáveis assumem valores que vão de 1 (*not at all* \cong não, de maneira alguma) a 4 (*a lot* \cong muito). Ou seja, para cada uma destas variáveis, quanto maior é o valor reportado, pior é a situação da escola, na opinião do diretor. Além dessas variáveis categoriais subjetivas, há ainda outras duas variáveis objetivas: “tamanho” (número de alunos na escola) e “razão” (razão entre o número de alunos e o número de professores na escola).

A definição das variáveis e as estatísticas descritivas encontram-se na tabela 4. Os resultados da regressão para o Brasil, na prova de leitura, encontram-se na segunda coluna da tabela 5.

Apenas três coeficientes das variáveis de controle incluídas mostram-se estatisticamente significativos a 1%. Trata-se de: falta de computadores (“computador”), falta de material de ciências (“ciências”) e a razão número de alunos/número de professores (“razão”). Os coeficientes significativos apresentam os sinais esperados, a saber: negativos. Era de se esperar que, quanto maior fosse a falta de computadores e de material de ciências, piores seriam os resultados. Também se esperava que, quanto maior fosse a razão aluno/professor, menor seria a atenção dada ao aluno e, portanto, pior seria o resultado do aluno.

O coeficiente β , que exprime a sensibilidade do desempenho dos

alunos ao *PSE*, continua sendo positivo e significativo, mas sua magnitude se reduz um pouco: portanto, a inserção de variáveis de controle para nível de recursos despendidos por aluno parece captar parte do diferencial de resultados: um aumento de 1 ponto no indicador de riqueza provoca agora um aumento de 20,65% de desvio-padrão na variável de desempenho, contra 27,64% na equação sem controle para recursos escolares.

Em comparação com os coeficientes obtidos em outros países, conforme indica a coluna do meio da tabela 6 (modelo 2), o coeficiente brasileiro continua sendo elevado (29º lugar, antepenúltimo), embora agora seja ultrapassado por EUA (25,08%) e Portugal (23,82%). O México passa a ocupar a vigésima primeira posição, com um coeficiente bastante inferior ao brasileiro (14,15%).

4.1.3 Inclusão de controles para um insumo não-monetário (efeito de pares) e um fator institucional (o atraso escolar)

Mesmo com a inclusão de controles para insumos monetários por aluno, a variável de perfil sócio-econômico (riqueza da família) continua tendo forte impacto sobre o desempenho dos alunos nas provas do PISA no Brasil.

Nos últimos anos, diversos artigos de economia da educação têm apontado limitações da abordagem das funções de produção que buscavam encontrar a tecnologia de produção de educação com base somente em insumos monetários (Hanushek (1997); Vandenberghe (1999)). Os estudos empíricos disponíveis chegaram a resultados contraditórios, não permitindo o estabelecimento de um consenso acerca de quais vêm a ser os recursos monetários que realmente fazem a diferença. Uma das soluções que têm sido propostas é levar em conta certos insumos não-monetários, não

adquiríveis no mercado, como os atributos dos colegas (efeitos de pares), ou o arranjo institucional do sistema educativo (Akerlof e Kranton (2002); Bishop e Woessman (2001)).

Com base nesta argumentação, pode-se supor que variáveis relativas a insumos não-monetários e a fatores institucionais, não incluídas nas equações anteriores pudessem eventualmente capturar parte do efeito do coeficiente β . O procedimento econométrico ideal consistiria em incluir na regressão, um termo I_{ijk} , representando um vetor desses insumos não-monetários e variáveis institucionais, disponíveis ao aluno i , do país j , que realizou a prova da matéria k . A equação ficaria assim:

$$Y_{ijk} = \alpha_{ijk} + \beta_{ijk} (PSE_{ijk}) + \gamma_{ijk} X_{ijk} + \delta_{ijk} R_{ijk} + \xi_{ijk} I_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

Na base de dados PISA, não há variáveis que representem este vetor 'I' perfeitamente. O melhor que se pode fazer é trabalhar com as seguintes variáveis:

(i) uma variável de insumos não-monetários, o **efeito de pares**. O “isei” (*international socio-economic index*) é um índice sócio-econômico construído com base nas respostas dadas pelos alunos a respeito da ocupação de seu pai e de sua mãe. Tomando-se o valor mais alto entre os dois progenitores, construiu-se o “hisei” (*highest isei*), variável presente na base de dados original do PISA. Para construir a variável de efeito de pares, nós atribuímos a cada aluno o valor médio do “hisei” da escola onde ele estuda. A variável efeito de pares expressa, portanto, a ocupação dos pais dos colegas de cada aluno. Quanto mais elevado o valor dessa variável, melhor é a posição social média dos pais dos colegas do aluno.¹⁵

(ii) um fator institucional do sistema: o **atraso escolar**.

¹⁵ Para maiores detalhes técnicos acerca da construção dessa variável, consulte-se o relatório técnico do PISA 2000 (OCDE (2001):220).

Utiliza-se a variável *série*, que indica a série que os alunos estão cursando. No Brasil, os alunos de 15 anos que estão cursando a décima série (segundo ano do ensino médio) não têm nenhum ano de atraso, enquanto os da sétima série do ensino fundamental têm 3 anos de atraso. Portanto, quanto mais elevada é a variável *série*, menor é o atraso do aluno.

É evidente que o atraso escolar é um fator extremamente complexo, certamente relacionado às condições familiares do alunos. Contudo, o atraso escolar é uma variável que se encontra parcialmente ao alcance do formulador de políticas educacionais, que pode autorizar ou proibir legalmente a reprovação de alunos. Em sistemas educativos de diversos países, ao contrário do que ocorre em grande parte do sistema educativo brasileiro, a reprovação não é permitida. Em certos sistemas de ensino existe atraso escolar, enquanto em outros, não. Entendemos o atraso escolar como um elemento constitutivo de certos sistemas educacionais. Portanto, optamos por classificá-lo, neste artigo, como um fator institucional. Ressalte-se que se deve observar muita prudência na interpretação do coeficiente relacionado ao atraso, conforme discutiremos adiante.

A tabela 4 contém as estatísticas descritivas. As colunas à direita das tabelas 5 (Brasil) e 6 (todos os países) contém os resultado das regressões realizadas de acordo com o modelo 3. Elas trazem as mesmas variáveis explicativas incluídas na equação 2, além do “efeito de pares” e da “série”, que agora compõem o vetor I_{ijk} .

No caso brasileiro, é interessante observar que a inclusão das duas novas variáveis tornou todos os coeficientes do vetor R (recursos monetários) estatisticamente não-significativos, com exceção da razão aluno/professor, que mantém a significância e o sinal negativo esperado. O R^2 obtido aqui (0,39) é já bastante elevado, se comparado ao do primeiro modelo (0,16).

Outros aspectos relevantes com respeito às colunas da direita da tabela 5 dizem respeito aos coeficientes das duas novas variáveis incluídas. Ambos são estatisticamente significativos e positivos, o que se interpreta da seguinte maneira: (i) quanto mais alto o índice sócio-econômico dos pais dos colegas de cada aluno (i.e. *quanto maior o efeito de pares*) melhor é o desempenho desse aluno; (ii) quanto mais avançado está o aluno no sistema de ensino, isto é, quanto menor é seu atraso escolar, melhor é o seu desempenho no exame de leitura do PISA. O coeficiente associado à variável série é particularmente elevado.

Dessa vez, a redução na magnitude do coeficiente de sensibilidade ao desempenho ao *PSE* é bem mais expressiva. Agora, um aumento de 1 ponto no indicador de riqueza (wealth) provoca um aumento de 6,53% de desvio-padrão na variável de desempenho, bem menor que os 27,27% e 20,65% obtidos nas estimações anteriores.

Com relação aos outros países, as colunas da direita da tabela 6 mostram que o Brasil melhora o seu desempenho, passando a ocupar a vigésima sexta posição. EUA e França confirmam os resultados ruins obtidos na regressões anteriores. Em contrapartida, Finlândia, Noruega e Nova Zelândia, após a inclusão das variáveis referentes aos efeitos de pares e ao atraso escolar, passam a apresentar coeficientes superiores aos do Brasil. O México se distancia do Brasil, passando a apresentar um coeficiente não significativamente diferente de zero, e a ocupar a nona posição. Na realidade, em uma série de países, os coeficientes da variável de riqueza deixam de ser significativamente diferentes de zero. Países como Polônia e Islândia apresentam os resultados mais extremos: os coeficientes obtidos são negativos e significativos (a 10%). Portanto, nesses países, condicionalmente aos controles incluídos na estimação do modelo 3, a renda da família está negativamente correlacionada aos resultados dos alunos em leitura.

O atraso escolar (série) e a alocação dos alunos entre as escolas (efeitos de pares) dependem *parcialmente* de decisões tomadas pelos gestores do sistema educativo. Por exemplo, a escolha entre proibir ou permitir a repetência é uma decisão institucional tomada pelos gestores educativos, com possíveis efeitos sobre o atraso escolar e, conseqüentemente, sobre a variável “série” usada aqui. A decisão de obrigar os alunos a freqüentarem a escola mais próxima de sua residência ou permitir que escolham sua escola pode ter implicações sobre a composição do alunado, com possível impacto em termos de efeitos de pares.¹⁶

Porém, essas variáveis não são “puramente institucionais”. Na verdade, elas captam uma parcela das circunstâncias (familiares) às quais estão expostos os alunos, isto é, são variáveis que também estão, por sua vez, correlacionadas ao perfil sócio-econômico dos alunos. Por exemplo, de acordo com os dados do PISA 200, é especialmente elevada, no Brasil, a correlação entre as variáveis riqueza, efeito de pares e série. Portanto, a redução do coeficiente brasileiro associado à riqueza com relação aos coeficientes dos outros países, quando da inclusão das variáveis efeitos de pares e série, não deve ser vista com grande otimismo. Não podemos afirmar sem hesitação que o efeito da riqueza da família seja pequeno no Brasil, pois as variáveis cuja inclusão conduziu à redução da magnitude do coeficiente de riqueza também expressam, em parte, circunstâncias sócio-econômicas do aluno.¹⁷

¹⁶ No primeiro caso, a distribuição de efeitos de pares na escola será determinada essencialmente pelas características da população do bairro. No segundo caso, a distribuição de efeitos de pares poderá diferir da distribuição de características da população local.

¹⁷ As correlações são as seguintes:

- Brasil – wealth-efeito de pares: 0,55; wealth-série: 0,27; efeito de pares-série: 0,38;
- Conjunto dos países – wealth-efeito de pares: 0,29; wealth-série: 0,11; efeito de pares-série: 0,18;

4.2 *Análise inferencial: comentários finais*

Nas estimações apresentadas neste artigo, viu-se que os recursos materiais escolares (insumos monetários) têm alguma importância na determinação da distribuição de educação, embora os resultados encontrados não sejam robustos o suficiente para que deles se possam derivar recomendações precisas de política educacional neste âmbito. Além disso, grande parte das variáveis são subjetivas, o que nos leva a ser bastante cautelosos quanto aos resultados. A variável que exprime a razão aluno/professor foi a única que se manteve estatisticamente significativa em todas as estimações, mas sua magnitude é baixa.

A única variável de ‘insumos não-monetários’ incluída nas regressões refere-se aos efeitos de pares e ela mostrou ser positiva e estatisticamente significativa. Isto significa que parte do efeito da renda (wealth) sobre o desempenho dos alunos (Y) é captada por uma variável que representa a ‘qualidade dos colegas’ de cada aluno, medida aqui pela ocupação dos pais dos colegas. Em termos de política educativa, a principal implicação da existência de efeitos de pares é a importância que adquire a maneira como são distribuídos os alunos entre salas de aula e entre escolas. Dificilmente, uma classe composta exclusivamente por alunos cujos pais têm nível de escolaridade baixo alcançaria os mesmos resultados médios de uma classe de alunos cujos pais são mais escolarizados, mesmo que ambas as classes contassem com os mesmos professores e a mesma infra-estrutura física. Ao se levar em conta o efeito de pares, presume-se que um sistema educativo socialmente segregado possa ser ainda mais perverso, do ponto de vista da distribuição final do aprendizado, do que se costuma imaginar.

- Estados Unidos (último lugar) – wealth-efeito de pares: 0,38; wealth-série: 0,12; efeito de pares-série: 0,19.

Com relação à reprovação, é preciso dizer, antes de mais nada, que não temos a intenção de discutir aprofundadamente neste artigo este assunto tão complexo. Para isso, preferimos remeter o leitor a trabalhos dedicados exclusivamente ao assunto, como Ferrão et alii (2002). Tudo o que podemos dizer com base em nosso estudo é que nossa análise inferencial proporciona certos elementos que endossam a posição do INEP e de diversos educadores que têm alertado há muito tempo para os problemas associados à prática da reprovação. A reprovação é uma variável de fluxo que se reflete sobre uma variável de estoque, o atraso escolar, cuja inclusão na última regressão captou uma parcela considerável do efeito de outras variáveis sobre o desempenho dos alunos – inclusive do coeficiente de maior interesse para os propósitos deste artigo, aquele referente à variável de riqueza. No entanto, caso a reprovação fosse proibida, é possível que estudos futuros constatassem que mesmo os alunos brasileiros *sem* atraso teriam resultados muito fracos. É preciso aprofundar as reflexões a este respeito, sobretudo no que se refere ao valor motivacional associado ao temor da reprovação, que teria de ser substituído por outro sistema de incentivos no caso de abolição da reprovação.

Por fim, voltemos a atenção ao coeficiente de maior interesse neste artigo. Desde os anos 1960 (teoria do capital humano), inumeráveis estudos têm verificado a importância da educação como fator determinante da renda. Outros estudos e este trabalho, contudo, apontam evidências de que o inverso também é verdadeiro, especialmente no Brasil: a renda dos pais (medida pela variável *wealth*) apresenta forte correlação com o desempenho escolar dos alunos. Em muitos países, a ocupação e/ou o nível de educação dos pais são bons preditores do nível de educação dos filhos, enquanto a renda tem um papel secundário. O fato de que, no Brasil, o desempenho dos alunos é tão sensível à renda familiar sugere que, paralelamente à busca da melhoria

das escolas dos alunos mais pobres, talvez seja importante desenhar políticas extra-escolares de redução do diferencial de renda. Isto requer políticas educativas mais amplas como, por exemplo, políticas de complemento de renda, como o Bolsa-Escola, ou programas de garantia de renda independentes da escola.

5 Conclusões

Este artigo procurou lançar um olhar inovador e original sobre a forma de tratamento da educação pelo economista. Propôs-se a avaliar o desempenho do sistema de ensino fundamental brasileiro, *mas privilegiando a ótica da equidade*, com base em resultados de jovens estudantes em exames cognitivos de leitura, matemática e ciências. Os dados utilizados provêm de um estudo internacional de avaliação de alunos, dados estes ainda pouco explorados no Brasil.

Em certo sentido, pode-se dizer que este estudo empírico complementa o trabalho feito por técnicos do INEP e apresentado no relatório nacional PISA 2000 (INEP (2001)), em que a eficácia foi o objeto de estudo privilegiado. Já neste artigo, a eficácia foi abordada apenas marginalmente, recaindo sobre a equidade o foco principal. Seguiu-se a recomendação de outros autores de se produzir, não apenas um indicador de iniquidade, mas uma série deles, cujos significados foram interpretados nas seções em que foram apresentados.

Foram expostos indicadores descritivos (de **eficácia** e **desigualdade**), mas também uma medida de **iniquidade** baseada em análises inferenciais relativamente simples. Os resultados mostram que, com raras exceções, as desigualdades identificadas no sistema de ensino brasileiro são as maiores entre todos os

países participantes da pesquisa. Na análise inferencial, apenas os resultados da prova de leitura foram analisados. Neste caso, mesmo diante da inclusão de controles de diversos tipos, o indicador representado pela sensibilidade do desempenho dos alunos ao seu perfil sócio-econômico (riqueza da família) mostrou ser bastante elevado no Brasil com relação a outros países, revelando um alto grau de determinismo social no nosso sistema educativo. As circunstâncias (riqueza familiar) definem, em grande medida, se um aluno brasileiro terá ou não um bom desempenho cognitivo aos 15 anos. Portanto, estamos longe de uma situação de igualdade de oportunidades educacionais baseada na teoria de Rawls.

Caso se acredite que a comparação com os países avançados não é procedente e se tome o México, país com uma situação sócio-econômica relativamente semelhante à brasileira, como padrão de comparação, ainda assim as iniquidades brasileiras são elevadas. Para os que não estão convencidos de que o México seja uma boa base de comparação, visto que apenas 52% da corte mexicana foi avaliada, é possível argumentar que, ainda assim, os níveis de desigualdade encontrados no sistema de ensino brasileiro parecem ser elevados em termos absolutos. Em outras palavras, ainda que não dispuséssemos de dados internacionais comparáveis aos dados brasileiros, as desigualdades brasileiras poderiam ser consideradas demasiado elevadas.

6 Possíveis Extensões

Não foram abordadas neste artigo as desigualdades regionais, particularmente importantes no Brasil. Porém, é preciso dizer que os dados do PISA 2000 não se prestam a este tipo de estudo. Recorrer a outras bases de dados, como o SAEB, constitui

alternativa mais promissora.

No que se refere especificamente a indicadores descritivos de desigualdade (seção 3.2.), evidentemente seria possível enfocar diversos outros aspectos. Um procedimento interessante consistiria em adaptar para o campo da educação certos índices de desigualdade desenvolvidos em estudos de mensuração de desigualdade de renda. Índices de Gini, Atkinson e, especialmente, os índices de entropia generalizados, poderiam vir a ser usados em trabalhos futuros para se obterem descrições refinadas das desigualdades educacionais, com a vantagem de serem mais facilmente interpretáveis em termos normativos do que os índices descritivos.

Quanto à análise inferencial, a técnica de estimação utilizada em todas as estimações foi a de mínimos quadrados ordinários (MQO), levando em conta a correlação dentro das escolas. Seria possível recorrer a recursos técnicos mais avançados, que poderiam refinar as estimações realizadas. Em trabalhos futuros, a aplicação de modelos hierárquicos (efeitos fixos ou aleatórios) é recomendável. Vale dizer que todo o ‘efeito-país’, contudo, foi devidamente eliminado, visto que a regressão de cada país foi rodada separadamente.

A base de dados PISA 2000 contém informações sobre o modo de gestão e financiamento das escolas. Seria interessante avaliar a influência de escolas públicas e privadas sobre indicadores de equidade em educação. No entanto, isto requereria a aplicação de técnicas econométricas mais sofisticadas do que a utilizada aqui, a fim de que os efeitos dos tipos de escola pudessem ficar limpos de outros efeitos e de vieses de seleção.¹⁸

¹⁸ Vandenberghe e Robin (2004), com dados do PISA 2000, aplicam diferentes técnicas econométricas, e concluem que a escola de gestão privada é mais eficaz do que a escola de gestão pública brasileira, mesmo como controle para fatores relevantes, inclusive efeito de pares.

Referências bibliográficas

- Akerlof, G. A. & Kranton, R. E. (2002). Identities and schooling: Some lessons for the economics of education. *Journal of Economic Literature*, 40(4):1167–1201.
- Albernaz, A., Ferreira, F. H. G., & Franco, C. (2002). Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 32(3):453–476.
- Arnsperger, C. & Van-Parijs, P. (2004). *Ética Econômica e Social*. Edições Afrontamento, Porto. *Étique Économique et Sociale*. Paris: Éditions La Découverte & Syros, Paris, 2000, 2003.
- Barros, R. P., Mendonça, R., Santos, D. S., & Quintaes, G. (2001). Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(1):1–42.
- Belfield, C. R. (2000). *Economic Principles for Education. Theory and Evidence*. Edward Elgar, Cheltenham, Reino Unido e Northampton, MA, EUA.
- Bishop, J. & Woessman, L. (2001). Institutional effects in a simple model of educational production. Kiel Working Paper, no. 1085, Kiel, Alemanha.
- Ferrão, M. A., Beltrão, K. I., & Santos, D. P. (2002). O impacto de políticas de não-repetência sobre o aprendizado de alunos da 4a. série. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 32(3):495–513.
- Hanushek, E. E. (1997). Assessing the effects of school resources on student performance: An update. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19(2):141–164.
- IEA/USP (2001). Revista Estudos Avançados: Dossiê Educação no. 42, vol. 15, Instituto de Estudos Avançados da Universidade de São Paulo.
- INEP (2001). PISA 2000. Relatório Nacional. Documento

Em outros países, porém, a escola de gestão pública é mais eficaz do que a de gestão privada.

- disponível no sítio do INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais): www.inep.gov.br.
- Lau, L. J., Jamison, D. T., Liu, S., & Rivkin, S. (1993). Education and economic growth. some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, 41:45–70.
- León, F. L. L. & Menezes-Filho, N. A. (2002). Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 32(3):417–451.
- Levin, H. M. (1992). The necessary and sufficient conditions for achieving educational equity. Paper prepared for the Commissioner's Equity Study Groups, NY State, Stanford University, mimeo.
- Menezes-Filho, N. A. (2001). Educação e desigualdade. In Lisboa, M. & Menezes-Filho, N. A., editors, *Microeconomia e Sociedade*, chapter 2, pages 13–49. Contra-capta, São Paulo.
- Meuret, D. (1999). Rawls, l'éducation et l'égalité des chances. In Meuret, D., editor, *La Justice du Système Éducatif*, chapter 2. De Boeck Université, Bruxelas. Coleção: "Pédagogie en développement".
- Meuret, D. (2001). A system of equity indicators for educational systems. In Wutmatcher, W. & Cochrane, D. e Bottani, N., editors, *In Pursuit of Equity in Educations. Using International Indicators to Compare Equity Policies*, chapter 5, pages 133–164. Kluwer academic publishers, Dordrecht, Boston e Londres.
- Montoya-Diaz, M. D. (1999). Extended stay at university: An application of multinomial logit and duration models. *Applied Economics*, 31(11):1411–22.
- OCDE (2001). PISA 2000. Technical report. Disponível no site www.pisa.oecd.org.
- Pestana, M. I. (1998). O sistema de avaliação brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, 191:65–73.
- Rawls, J. (1971). *A Theory of Justice*. Harvard University Press, Cambridge.

- Swift, A. (2001). *Political Philosophy: A Beginner's Guide for Students and Politicians*. Cambridge Polity Press, Cambridge.
- Ueda, E. M. & Hoffman, R. (2002). Estimando o retorno da educação no Brasil. *Economia Aplicada*, 6(2):209–38.
- Vandenberghe, V. (1999). Economics of education: The need to go beyond human capital theory and production-function analysis. *Educational Studies*, 25(2):129–143.
- Vandenberghe, V. & Robin, S. (2004). Evaluating the effectiveness of private education across countries: A comparison of methods. *Labour Economics*, 11:487–506.

Apêndice

Tabela A.1. Desvios-padrão do desempenho e número de observações.
Leitura, matemática e ciências.

País**	Leitura		Matemática		Ciências	
	Desvio-padrão	Número de observações	Desvio-padrão	Número de observações	Desvio-padrão	Número de observações
Alemanha	104,50	5073	100,55	2830	100,44	2855
Austrália	105,27	5176	93,93	2859	98,02	2860
Áustria	95,09	4745	93,80	2640	93,58	2669
Bélgica	103,94	6670	105,49	3784	109,86	3722
Brasil	89,28	4893	100,57	2717	93,20	2710
Canadá	95,90	29687	84,62	16489	89,43	16488
Checa, República	93,99	5365	97,26	3066	95,15	3062
Coréia do Sul	70,77	4982	85,11	2769	82,30	2757
Dinamarca	96,93	4235	84,46	2382	101,04	2346
Espanha	85,04	6214	90,75	3428	96,78	3457
Estados Unidos	104,56	3846	98,73	2135	99,76	2129
Finlândia	87,67	4864	80,02	2703	85,83	270
França	91,96	4673	89,59	2597	102,42	2592
Grécia	96,69	4672	106,46	2605	95,11	2593
Holanda	97,66	2503	87,20	1382	96,90	1396
Hungria	89,69	4887	96,48	2799	99,99	2800
Irlanda	92,75	3854	82,84	2128	91,92	2134
Islândia	91,91	3372	84,72	1882	88,34	1859

Tabela A.1. Desvios-padrão do desempenho e número de observações.
 Leitura, matemática e ciências (cont.).

País**	Leitura		Matemática		Ciências	
	Desvio-padrão	Número de observações	Desvio-padrão	Número de observações	Desvio-padrão	Número de observações
Itália	91,32	4984	90,02	2765	97,90	2766
Japão	84,48	5256	85,59	2924	88,87	2914
Letônia	99,49	3893	101,82	2149	95,44	2157
Liechtenstein	96,16	314	92,54	175	94,14	176
Luxemburgo	99,17	3528	91,68	1959	95,40	1950
México	85,92	4600	82,81	2567	77,59	2584
Noruega	103,43	4147	92,08	2307	96,51	2308
Nova Zelândia	107,70	3667	99,68	2048	101,95	2029
Polônia	97,58	3654	99,81	1976	95,17	2043
Portugal	95,64	4585	91,01	2545	88,22	2552
Reino Unido	101,02	9340	91,94	2464	93,15	2444
Russa, Federação	91,39	6701	103,27	3719	98,22	3719
Suécia	91,54	4416	93,60	3464	93,15	2444
Suíça	98,31	6100	95,17	3396	96,54	3397
Conjunto dos países (exclusive Holanda)	100,54	172393	102,79	96002	101,27	95925
Conjunto dos países (inclusive Holanda)	100,50	174896	102,97	97384	101,34	97321

Fonte: PISA 2000.

Variável de desempenho utilizada: pv5 (plausible values) – “ideal to compute country moments”.

* As médias de desempenho encontram-se na tabela 1.

Tabela A.2. Número de observações utilizadas em cada uma das estimações. Todos os países.

País	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Alemanha	4965	4166	4145
Austrália	5116	4956	4956
Áustria	4635	3791	3665
Bélgica	6535	4536	4503
Brasil	4776	3280	3278
Canadá	28441	–	–
Checa, República	5317	4985	4831
Coréia do Sul	4931	4482	4482
Dinamarca	4173	3601	3494
Espanha	6022	5199	5164
EUA	3622	2690	2690
Finlândia	4830	4456	4456
França	4611	3481	3481
Grécia	4579	3471	3425
Holanda	2476	1942	1917
Hungria	4806	4549	4517
Irlanda	3810	3714	3714
Islândia	3312	2831	2810
Itália	4926	3584	3570
Japão	4980	4940	2913
Letônia	3809	2803	2803
Liechtenstein	308	308	303
Luxemburgo	3304	2888	2888
México	4435	2887	2764
Noruega	4040	3518	3513
Nova Zelândia	3605	3374	3362
Polônia	3465	3119	3119
Portugal	4490	4309	4259
Reino Unido	9154	8108	8108
Russa, Federação	6570	5685	5685
Suécia	4369	4039	4023
Suíça	5974	5358	5297

Fonte: PISA 2000.