



Desigualdades, atitudes sociais e educação

Fernando Tavares Júnior¹

Através da análise de resultados educacionais, este trabalho investiga os pressupostos da equalização das oportunidades, seu alcance e potencial. Mesmo ciente de que a desigualdade observada nas escolas não se fará observar simetricamente na sociedade, admite-se que a segunda é influenciada pela primeira e que, portanto, guardam grande relação entre si, como é bem conhecido e descrito pela literatura (Forquin: 1995). O estudo fará uso das matrizes de dados do PISA 2001 (Programme for International Student Assessment), organizado pela OECD (Organisation For Economic Co-Operation And Development). O PISA consta de um teste geral de proficiência em conteúdos de ensino secundário (médio), donde se deriva a variável dependente. O survey foi aplicado a amostras nacionais (por conglomerados) de alunos com 15 anos, independentemente da série. Além do teste, foram coletadas informações sobre o aluno e sua escola. Cabe destacar que apenas 10% da variação da proficiência entre estudantes é atribuível à diferença entre países. A variação restante (90%) ocorre dentro dos países, isto é, entre as escolas e entre os estudantes de cada escola (OECD, 2001). Optou-se por investigar Portugal e Brasil em função do idioma, já que o teste de proficiência refere-se a habilidades de leitura, da identidade cultural, e da estratificação sociais dos dois países. Neste estudo será ajustado um modelo para Portugal e este mesmo modelo será testado em dados correspondentes para o Brasil.

Pretende-se investigar em que medida as desigualdades nas origens sociais dos estudantes se reproduzem na escola e como podem ser descritas em função de fatores promotores (ou não) de equidade. Investigar-se-á também quais características da escola são capazes de minorar as

¹ Doutorando em Sociologia pelo IUPERJ e Investigador Visitante do ICS

desigualdades e, portanto, podem orientar políticas que sejam mais eficientes na diminuição das diferenças entre alunos. Por fim, pesquisar-se-á em que medida as desigualdades ligadas à origem do aluno se convertem em características de identidade acadêmica ou comportamental, sendo então possível descrever as diferenças em função não só da origem, mas em função de práticas acadêmicas, explicitando caminhos de conversão de origem em destino social. Forquin (1995) faz uma análise da produção da Sociologia da Educação na segunda metade do século XX e traz a resenha dos mais importantes fatores que várias pesquisas evidenciaram como mais explicativos dos resultados macro educacionais e que são utilizados aqui como referência.

Portugal

Para situar o contexto educacional português, algumas informações preliminares são importantes². A transição demográfica continua atuando como fator positivo para o combate ao analfabetismo. Não se encontram problemas ligados ao analfabetismo juvenil. Durante a década de 90, no que se refere à educação básica, as preocupações com a evasão escolar perderam importância, embora os problemas com fracasso e repetência (ou insucesso escolar) ainda sejam relevantes. (MEd: 2001). O percentual de indivíduos em idade de escolaridade obrigatória (dos 6 aos 15 anos) que abandonaram a escola antes de completar o 9º ano de escolaridade (educação básica), chamada de taxa de ABANDONO, diminuiu de 8,1% em 1991 para 1,7% em 2001. Já a SAÍDA ANTECIPADA, que traduz a percentagem referente aos indivíduos dos 18 aos 24 anos que saíram da escola antes de completar a escolaridade obrigatória (9º ano), também retraiu: de 54,1% em 1991, para 24,6% em 2001. Por fim, a SAÍDA PRECOCE, que significa a taxa de indivíduos dos 18 aos 24 anos que saíram da escola antes de completar o secundário (12º ano), caiu de 37,7% em 1991 para 44,8% em 2001. Percebe-se uma elevada seletividade do sistema educacional, principalmente, após a etapa compulsória. Isso se reflete no abandono do sistema, ligado ao fracasso e repetência, que levam a problemas de escolarização secundária. Neste aspecto, a taxa de escolarização do ensino secundário ainda é distante da verificada em outros países da Europa. Enquanto que a média, para a União Europeia (UE), para percentagem de indivíduos, entre 25 e 29 anos, com, pelo menos, o ensino secundário completo foi de 71% em 1999, em Portugal, esse número foi de 42%, o menor da UE. Em relação à proficiência em leitura, de acordo com o relatório português do PISA, assinala-se um nível geral de desempenho superior a países latino americanos, como Brasil e México, mas inferior à média da OECD. Observou-se que a situação média dos alunos portugueses em relação a habilidades de leitura é preocupante, uma vez que o valor da média portuguesa situa-se bem abaixo da média da UE,

² A fonte dos dados é o Ministério da Educação de Portugal

distante dos valores dos países que obtiveram melhores classificações médias e ainda com níveis de desigualdade significativos.

As desigualdades se distribuem mais entre alunos dentro de suas escolas do que entre escolas. Bélgica, Alemanha e Áustria apresentam grande variação entre escolas, enquanto os países escandinavos (Suécia, Noruega, Finlândia e Islândia) são os que apresentam menores diferenças. Portugal situa-se numa faixa intermediária, com significativas diferenças entre alunos, embora se encontrem preocupantes diferenças institucionais ligadas às regiões. Lisboa e Vale do Tejo têm, em média, desempenho melhor do que os das outras regiões, entre as quais existem também disparidades. Todavia, não há marcação geográfica na base de dados, o que compromete o aprofundamento do tema.

A análise usará, como instrumento de investigação estatística, Modelos Hierárquicos Multiníveis, ferramenta adequada para verificação de desigualdades que se estruturam em níveis diferentes e agregados (ou aninhados – *nested*), ou seja, entre indivíduos (alunos) e entre instituições (escolas). A variável dependente é a Proficiência verificada em Leitura, com escores já balanceados e equalizados pela Teoria da Resposta ao Item (TRI). O modelo hierárquico obedecerá à distribuição em dois níveis, sendo o primeiro relacionado aos indivíduos e suas características (alunos), e o segundo, às instituições (escolas). Algumas variáveis que caracterizam a realidade escolar, como nível sócio econômico da clientela, foram agregadas, pela média, do primeiro para o segundo nível. Essas análises serão feitas primeiramente para Portugal e depois serão postas em comparação com o Brasil. Poder-se-ia optar por um estudo exaustivo de cada país em separado ou tomar como ponto de partida o Brasil. Entretanto, considerou-se mais produtivo algo que fosse possível replicar, como modelo integral, em dois países, sendo possível traçar linhas de contraste. A variável dependente (WLEREAD) nos dois países foi padronizada, depois multiplicada por 16,5 e somada a 50, aproximando-se de uma distribuição normal com média 50 e amplitude de 0 a 100³. Esta modificação na métrica da variável objetivou exclusivamente a adequação didática. Sobre a história escolar do aluno, foram produzidas variáveis relacionadas à série atual, duas dicotômicas (dummies) para reprovação (uma reprovação, duas ou mais reprovações), uma sobre recuperação, também dicotômica, usadas todas como controle.

O Relatório Português do PISA (RPP) indica que “as diferenças reportam-se a: estratégias de estudo que utilizam; esforço e perseverança; autoconceito, sentimento de eficácia, sentido de pertença e motivação; velocidade com que lêem correctamente”. Com o objectivo de aprofundar esta análise, o nível 1 foi definido com gênero, nível sócio econômico e mais quatro variáveis ligadas a perfis pessoais dos alunos, inspiradas no relatório. Tais variáveis tentam explicitar como gênero e NSE afetam a proficiência de acordo com a assimilação de padrões de comportamento frente à vida escolar

(IDENT e LING) e de outro lado separando indicadores de capital econômico (ECON) e acesso a bens culturais (CULT). Todos os quatro fatores foram derivados de escalas produzidas pela equipe do PISA para variáveis dos alunos. IDENT diz respeito à identidade do indivíduo e suas atitudes acadêmicas, em relação à escola e aos estudos. Os melhores resultados do PISA foram obtidos por alunos provenientes de famílias que apresentam recursos educacionais e culturais elevados, como de resto isso é comum para o conjunto dos países. É interesse deste estudo discriminar informações ligadas mais propriamente à prática cultural do aluno (hábitos, acesso e consumo cultural) e outras ligadas à sua origem social (condição no nascimento), fortemente atreladas a condições de vida e ganhos econômicos. ECON agrega os descritores materiais próximos à origem social do aluno, quais sejam riqueza (wealth), nível educacional do pai e da mãe (fisced e misced), indicador de nível sócio econômico separado pelo mais elevado e agregado por mãe e pai (isei e hisei) e recursos educacionais domésticos (hedres). CULT diz respeito a práticas, acesso e consumo de bens culturais: atividades culturais do estudante (cultactv), ciência da posse de bens culturais pela família (cultposs), interesse acadêmico dos pais (cultcom) e interesse social dos pais (socom), ou seja, descritores mais simbólicos do que materiais. Essa lógica de segmentação dos efeitos já fora amplamente estudada desde Bourdieu (i.e. 1979). Coleman (1991), por outro lado, analisou as formas de conversão do nível sócio econômico em capital social (familiar) e cultural (escolar). Tais estratégias de conversão se processam via práticas familiares e tais práticas poderiam ser transpostas a outros núcleos sem necessidade de capital econômico agregado. Daí a relevância de sua análise segmentada. O campo da leitura e linguagem atrai e gera aversões por diversos motivos, como preferências de gênero. O RPP destaca a hipótese de que “é possível que as práticas de leitura dos alunos e as práticas de ensino da leitura na escola exerçam alguma influência nas discrepâncias de pendor” (p.29). Essas práticas podem estar ligadas a diferenças de gênero, o que estará se investigando para se verificar se as diferenças observadas entre os sexos se explicam em função da adoção de práticas diversas. Para captar tais nuances, o fator LING agrega prazer em ler (joyread), diversidade de leitura (divread) e interesse por leituras (intrea).

Modelo Incondicional e de um nível

O modelo incondicional gerou partição da variância (*roh*) da ordem de 0,3577 para proficiência como variável dependente, as diferenças entre escolas explicariam quase 36% das diferenças de aprendizagem em leitura. Percebe-se, portanto, elevada importância da análise institucional para compreensão das diferenças nos resultados educacionais. Outro aspecto importante da partição da variância é a possibilidade de serem agregadas características da clientela (alunos) para

³ As raras observações aberrantes foram aproximadas da distribuição normal usando análises de regressão.

o nível institucional (escola). Percebeu-se que a defasagem entre a série atual do aluno e a série padrão esperada está muito ligada à escola em que o aluno está matriculado. Os fatores calculados para os alunos geraram (*roh*s) bem menores. As observações apontam que as diferenças se dão muito mais entre alunos do que entre escolas, o que se mostra adequado à hipóteses e premissas antes assumidas.

Coeficientes Aleatórios

O modelo básico de nível um apresenta apenas variáveis de gênero e NSE, e as variáveis de controle (série, recuperação e reprovação). Todas as variáveis de controle foram fixadas e as demais foram deixadas livres, centradas pela média geral. Utilizar-se-á como forma de apresentação a versão original (em inglês) do arquivo de saída (output) do HLM⁴, com a seqüência das tabelas finais com erros padrões robustos. Esta opção se justifica pela forma didática de apresentação e disposição mais completa dos dados. Na primeira coluna aparecem as descrições das variáveis, efeitos fixos (interceptos e valores da inclinação (slope) das curvas) e a notação na equação de regressão (Betas). A segunda coluna traz os valores dos coeficientes conforme métrica definida para cada variável. A terceira, quarta e quinta colunas dizem respeito, respectivamente, ao erro padrão, teste T e graus de liberdade. Por fim, a última coluna traz o P-Valor, cujo padrão de significância aceito foi definido em até 0,10. A segunda tabela refere-se às estatísticas dos “erros” ou componentes de variância. Respectivamente, são: desvio padrão, variância, grau de liberdade, qui-quadrado e P-Valor. O NSE apresenta coeficiente baixo em função também de sua métrica, que varia entre 0 e 100. Em última análise, as diferenças de gênero, portanto, são ampliadas 100 vezes em relação às diferenças de NSE. Os valores obtidos para as estatísticas do primeiro modelo (n1básico) seguem abaixo:

Final estimation of fixed effects
(with robust standard errors)

Fixed Effect	Coefficient	Standard Error	T-ratio	Approx. d.f.	P-value
For INTRCPT1, B0					
INTRCPT2, G00	49.661328	0.384545	129.143	144	0.000
For NSE slope, B1					
INTRCPT2, G10	0.083866	0.015642	5.361	144	0.000
For SEXO slope, B2					
INTRCPT2, G20	1.219995	0.404612	3.015	144	0.003
For SERIE slope, B3					
INTRCPT2, G30	5.403228	0.754559	7.161	2474	0.000
For RECUP slope, B4					
INTRCPT2, G40	-6.163722	0.874441	-7.049	2474	0.000
For REP1 slope, B5					
INTRCPT2, G50	-7.660301	1.237535	-6.190	2474	0.000
For REP2 slope, B6					
INTRCPT2, G60	-3.166155	1.348609	-2.348	2474	0.019

Final estimation of variance components:

⁴ Software HLM for Windows, © 2001 HLM Softwares – version 5.04.

Random Effect		Standard Deviation	Variance Component	df	Chi-square	P-value
INTRCPT1,	U0	3.47193	12.05428	143	321.62410	0.000
	NSE slope, U1	0.09237	0.00853	143	181.13170	0.017
	SEXO slope, U2	2.05774	4.23430	143	185.77584	0.009
	level-1,	R	10.13980	102.81556		

Modelo de dois níveis

Intercepto

Para modelar o NSE, foi selecionada no nível institucional uma variável que contivesse, por definição, alguma característica ligada às discrepâncias entre instituições e, para tanto, foi usado um fator a partir do percentual de alunos de 15 anos que cursam diferentes séries da escola. Este dado está na variável SC08, daí o nome dela ser adotado como descritor. Por etapas, primeiramente foi feita apenas a inclusão da variável SC08 para a modelagem do intercepto. Tal modelo (n2etapa1) gerou as seguintes estatísticas:

Final estimation of fixed effects (with robust standard errors)						
Fixed Effect	Coefficient	Standard Error	T-ratio	Approx. d.f.	P-value	
For	INTRCPT1, B0					
	INTRCPT2, G00	49.776978	0.375736	132.478	143	0.000
	SC08, G01	1.008969	0.455669	2.214	143	0.027
For	NSE slope, B1					
	INTRCPT2, G10	0.080782	0.015425	5.237	144	0.000
For	SEXO slope, B2					
	INTRCPT2, G20	1.173492	0.400878	2.927	144	0.004
For	SERIE slope, B3					
	INTRCPT2, G30	5.255497	0.764776	6.872	2473	0.000
For	RECUP slope, B4					
	INTRCPT2, G40	-6.229474	0.875083	-7.119	2473	0.000
For	REP1 slope, B5					
	INTRCPT2, G50	-7.276171	1.241994	-5.858	2473	0.000
For	REP2 slope, B6					
	INTRCPT2, G60	-3.343726	1.349847	-2.477	2473	0.013
Final estimation of variance components:						
Random Effect		Standard Deviation	Variance Component	df	Chi-square	P-value
INTRCPT1,	U0	3.45289	11.92246	142	317.30950	0.000
	NSE slope, U1	0.09135	0.00834	143	179.62946	0.020
	SEXO slope, U2	2.03668	4.14806	143	186.25660	0.009
	level-1,	R	10.13666	102.75187		

Variância explicada e modelagem da inclinação (NSE)

A proporção da variância explicada pelo primeiro modelo (n1básico) em relação ao modelo incondicional foi de 41,31%. Ao iniciar a modelagem do intercepto pelo nível institucional (SC08), explicou-se proporcionalmente 46,89% da variância do intercepto, que traduz o ponto de partida, ou seja, a média das médias das escolas. A proporção da variância explicada em relação ao intercepto assinalou -26,68%, ou seja, perdeu-se poder explicativo, assim como em relação ao indicador de gênero (-2,21%). Inversamente, o nível sócio econômico ganhou poder explicativo,

apresentando elevação da variância explicada em 12,78% e, no conjunto para o nível um (σ^2), o modelo explicou mais 0,34%. Os valores obtidos para o primeiro modelo completo de dois níveis (n2etapa2) seguem abaixo:

Final estimation of fixed effects (with robust standard errors)						
Fixed Effect	Coefficient	Standard Error	T-ratio	Approx. d.f.	P-value	
For INTRCPT1, B0						
INTRCPT2, G00	49.856056	0.403470	123.568	143	0.000	
SC08, G01	1.275351	0.491935	2.593	143	0.010	
For NSE slope, B1						
INTRCPT2, G10	0.076211	0.014626	5.211	143	0.000	
SC08, G11	0.056615	0.015405	3.675	143	0.000	
For SEXO slope, B2						
INTRCPT2, G20	1.121637	0.405144	2.768	144	0.006	
For SERIE slope, B3						
INTRCPT2, G30	5.319202	0.726339	7.323	2472	0.000	
For RECUP slope, B4						
INTRCPT2, G40	-6.280044	0.879698	-7.139	2472	0.000	
For REP1 slope, B5						
INTRCPT2, G50	-7.444974	1.229697	-6.054	2472	0.000	
For REP2 slope, B6						
INTRCPT2, G60	-3.375646	1.305439	-2.586	2472	0.010	
Final estimation of variance components:						
Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	df	Chi-square	P-value	
INTRCPT1, U0	3.90776	15.27056	142	463.86974	0.000	
NSE slope, U1	0.08624	0.00744	142	177.02920	0.024	
SEXO slope, U2	2.08037	4.32795	143	185.36079	0.010	
level-1, R	10.12273	102.46963				

O modelo testado acima perdeu precisão em alguns parâmetros e ganhou em outros, mas tornou-se mais compreensível, descrevendo melhor o fenômeno. Percebeu-se que a desigualdade eleva-se em função do NSE. Isso aponta que alunos com NSE mais elevados aproveitam melhor as oportunidades nas escolas também melhores, ou mostram-se mais capazes de usufruí-las. Outra interpretação plausível se reporta à Teoria da Desigualdade Maximamente Mantida (*Maximally Maintained Inequality – MMI*), segundo Nelson do Valle Silva, uma “radical teoria reprodutivista”. Tal corrente assinala a persistência da desigualdade educacional (e de oportunidades sociais) entre dois estratos até que o grupo em vantagem tenha chegado ao ponto de saturação no aproveitamento de tais oportunidades. Autores como Raftery e Hout (1993) observaram que o grupo em vantagem está em melhores condições de aproveitar as novas oportunidades que surgem derivadas muitas vezes de políticas públicas com caráter igualitário. Isso levaria à persistência de desigualdade em contextos de não saturação das melhores oportunidades. Essa linha segue o mesmo padrão lógico da Teoria da Escolha Racional, desde Olson (1999), e que também influencia Breen (1997), Goldthorpe (1996 e 2000) e Boudon (1979) para a explicação da persistência de desigualdades para além da simples reprodução estrutural, apontando a desigualdade das oportunidades e os efeitos perversos da ordem social.

Variáveis de descrição e processo

A próxima etapa do estudo diz respeito à tentativa de “substituir” variáveis descritivas (como gênero e NSE) por variáveis processuais, como posturas e comportamentos (IDENT e LING) ou diferenciadoras de capital econômico e cultural (ECON e CULT). Isso “explica” melhor a maneira como ocorre a “produção” da proficiência em leitura. Com isso, deseja-se que tal substituição explicita como e porque, por exemplo, as diferenças de gênero se desdobram em atitudes, comportamentos, processos e posturas que meninas assumem de forma diferente dos meninos. O mesmo se aplica ao Nível Sócio Econômico e ao seu desdobramento em fatores culturais e econômicos. Esse tipo de trabalho não é inovador em análises multiníveis, encontrando-se estudos relevantes em Brik, Lee e Holland (1993). Primeiramente, foi verificada a chance de cada uma dos fatores inserir-se no modelo e competir com uma das variáveis descritivas. Todas as variáveis foram centradas pela média geral e as variáveis de controle permaneceram com a mesma disposição. Os valores expressos foram aproximados para a segunda casa decimal. A linha traz o fator que está sendo testado em cada modelo, com o valor de seu coeficiente expresso na coluna *Coef.* A métrica da variável NSE foi padronizada para facilitar a comparação entre seu coeficiente e dos demais fatores, que também são padronizados.

<i>Modelos</i>	<i>Coef.</i>	<i>NSE</i>	<i>Sexo</i>
-		1,68	1,22
CULT	1,50**	0,86	1,00
ECON	-0,37**	1,88**	1,36
IDENT	2,13**	1,15	1,20
LING	2,72	1,05	0,03*

(*) Coeficiente não significativo (p-valor > 0,1)

(^o) Variância do erro não significativa (p-valor > 0,1)

O único coeficiente que não se mostrou significativo foi o referente ao sexo no modelo que incluía o fator LING. Observou-se que o fator LING foi capaz de explicar as diferenças de gênero em função de suas práticas e gostos relativos à leitura, além de afetar também o NSE. Tais achados levam a considerar adequada sua inclusão no modelo como variável relevante para a compreensão do fenômeno e ajuste do modelo aos dados. Em relação aos outros três fatores, a expectativa de concorrerem com NSE mostrou-se verdadeira, mas não o fizeram com a mesma eficácia demonstrada por LING. A variância do erro ligado a cada coeficiente não se mostrou significativa. ECON apresenta grande correlação com NSE e explica pior o desempenho. Os outros dois fatores (CULT e IDENT) mostraram melhor desempenho, confirmando argumento de Cabral (2001). A tabela seguinte dispõe os modelos testados de acordo com a mudança de variáveis:

<i>Modelos</i>	<i>NSE</i>	<i>CULT</i>	<i>ECON</i>	<i>IDENT</i>	<i>LING</i>
-	0,54				2,75
N1fatores	-1,55	0,66	1,70	1,37	2,16
A	-1,49	0,98	1,68		2,56

B	0,10*	0,92 ^{..}		2,47
C	-0,86* ^{..}		1,48 ^{..}	2,86
D	-1,18		1,58 ^{..}	2,33
E	0,236*		1,67	2,18
F	-0,016*	0,57 ^{..}	1,60 ^{..}	2,03
Ajuste A	-0,036*	0,60	1,58	2,04

(*) Coeficiente não significativo (p-valor > 0,1)

(^{..}) Variância do erro não significativa (p-valor > 0,1)

O ajuste do modelo foi gradual. A consideração da relação dos alunos perante a leitura “explicou” bastante variância e tornou o modelo bastante compreensivo, embora também redundante. Ocorreria que, gradualmente, as diferenças sócio-econômicas passaram a se explicar em função de padrões de acesso e consumo cultural (CULT) e comportamentos acadêmicos (IDENT). A variância do erro de CULT mostrava-se sistematicamente não significativa, por isso optou-se por fixar este parâmetro no modelo de Ajuste A. Por fim, obteve-se um modelo em que NSE apresenta um coeficiente muito baixo (0,036) e não significativo (p-valor = 0,912). Dada a competição (e correlação) com CULT não sinalizar uma clara prevalência deste fator sobre NSE, optou-se por manter este último, deixando-o no modelo juntamente com LING e IDENT. Tais modificações aumentaram a variância explicada em 8,78% no nível dos alunos. A tabela a seguir traz o modelo ajustado para o primeiro nível (N1ajuste).

Modelos	NSE	CULT	ECON	IDENT	LING
N1ajuste	0,795	-	-	1,568	2,114

(*) Coeficiente não significativo (p-valor > 0,1)

(^{..}) Variância do erro não significativa (p-valor > 0,1)

Para modelar tais variáveis no nível escolar (nível dois), repetiu-se primeiramente a estrutura do modelo já testado anteriormente, com a proporção de alunos de 15 anos por série (SC08) modelando a desigualdade promovida pelo NSE. Encontraram-se resultados similares, reiterando as teses da Teoria da Desigualdade Maximamente Mantida. Entretanto, observou-se uma diminuição da precisão (ou da confiança no poder explicativo) dos fatores de comportamentos acadêmicos (IDENT), constatada a partir da elevação do p-valor para o componente de variância de seu erro no nível dois, chegando ao limite de 0,10. A tabela está no formato da saída do HLM.

Final estimation of fixed effects
(with robust standard errors)

Fixed Effect	Coefficient	Standard Error	T-ratio	Approx. d.f.	P-value
For INTRCPT1, B0					
INTRCPT2, G00	49.398305	0.379884	130.035	143	0.000
SC08, G01	1.010712	0.469698	2.152	143	0.031
For NSE slope, B1					
INTRCPT2, G10	0.052755	0.014908	3.539	143	0.001
SC08, G11	0.066921	0.014018	4.774	143	0.000
For SERIE slope, B2					
INTRCPT2, G20	5.607775	0.743051	7.547	2471	0.000
For IDENT slope, B3					
INTRCPT2, G30	1.627744	0.254934	6.385	144	0.000
For LING slope, B4					
INTRCPT2, G40	2.132648	0.318967	6.686	144	0.000
For RECUP slope, B5					
INTRCPT2, G50	-5.497208	0.720596	-7.629	2471	0.000

For	REP1 slope, B6					
	INTRCPT2, G60	-6.162506	1.189945	-5.179	2471	0.000
For	REP2 slope, B7					
	INTRCPT2, G70	-2.802962	1.249555	-2.243	2471	0.025
Final estimation of variance components:						
Random Effect		Standard	Variance	df	Chi-square	P-value
		Deviation	Component			
INTRCPT1,	U0	3.51143	12.33015	142	332.42156	0.000
	NSE slope, U1	0.07373	0.00544	142	193.50406	0.003
	IDENT slope, U3	1.06196	1.12776	143	164.84780	0.102
	LING slope, U4	2.01520	4.06105	143	197.39740	0.002
level-1,	R	9.68368	93.77371			

Depois de testar este modelo, foi gerado um arquivo de resíduos para análise cuidadosa dos fatores. Encontrou-se relação entre resíduos de LING e o tipo de escola (privadas, mistas e públicas) e entre os resíduos de IDENT e o nível sócio econômico médio da escola. O nível sócio econômico médio e o indicador que mede a “moral dos professores da escola” se mostraram adequados para a tentar modelar o intercepto. A tabela abaixo traduz o modelo final ajustado (N2final) após a correção feita a partir das informações do arquivo de resíduos, com valores para coeficientes, p-valor, componente de variância e o p-valor associado.

<i>Estatísticas</i>	β	<i>p-valor</i>	<i>Variância</i>	<i>p-valor</i>
Intercepto	50,05	0,000	8,627	0,000
NSE médio	0,26	0,000		
Moral docente	0,83	0,006		
ZNSE	0,70	0,018	2,167	0,002
SC08	1,33	0,000		
LING	2,30	0,000	1,865	0,020
Tipo de escola	2,36	0,027		
IDENT	1,51	0,000	1,029	0,099
Nível Aluno			91,439	

(*) Coeficiente não significativo (p-valor > 0,1)

(^o) Variância do erro não significativa (p-valor > 0,1)

Houve ganhos em precisão e poder explicativo do modelo, não sendo encontrados problemas após a verificação do arquivo de resíduos. O modelo ajustado mostra o desempenho pior das escolas públicas: menor intercepto e maior desigualdade interna relacionada às práticas individuais de leitura. O nível sócio-econômico médio e a moral docente apresentam-se positivos em relação à elevação das médias das escolas. As análises acerca no nível sócio econômico permanecem as mesmas, reforçadas as hipóteses da Teoria da Desigualdade Maximamente Mantida. As melhores escolas ampliam as diferenças produzidas pelo nível sócio econômico individual. O tipo de escola, neste caso as mais privadas, aumenta as desigualdades produzidas pelas práticas de individuais de leitura. O nível sócio econômico médio das escolas eleva o intercepto. A moral docente está ligada a escolas privadas e com nível sócio econômico médio mais elevado e também eleva o intercepto. Importa, através das políticas educacionais, desenvolver seu efeito em escolas públicas com clientela com baixo nível sócio econômico.

Comparação com o Brasil e considerações finais

Para o Brasil, a proposta do presente trabalho restringe-se à comparação entre modelos, como já dito. Antes, entretanto, cabem algumas anotações relativas ao Relatório Brasileiro do PISA (RBP). Este documento destaca as diferenças sócio-econômicas entre países desenvolvidos e o Brasil para contextualizar os resultados de proficiência, uma vez o que país esteve entre os que apresentaram os piores desempenhos, junto do México. A ordem crescente do rendimento médio nos testes de leitura começa pelo Brasil (396), seguido por México (422), Luxemburgo (441), Letônia (458), Federação Russa (462) e Portugal (470), sendo o melhores a Finlândia (546) e o Canadá (534). Vale destacar que mesmo controlado pelo nível sócio econômico e cultural, o desempenho brasileiro ainda assim é o pior. Destacam-se algumas explicações acerca do desempenho brasileiro. O primeiro é o atraso escolar e a entrada tardia na escola. Mesmo as crianças que ingressam na idade regular o fazem um ano mais tarde do que a maioria dos países pesquisados. Atemo-nos às desigualdades internas, ou seja, à comparação entre modelos, e não à comparação entre países. As explicações da desigualdade no Brasil se concentraram nas diferenças sócio-econômicas e no clima disciplinar das escolas, sendo possível aprofundar nessa análise através da leitura de outros trabalhos, como os relatórios do INEP e artigos de Franco, Bonamino e Coscarelli (2002).

Para o caso brasileiro, foram feitos alguns ajustes necessários aos dados. Não é possível calcular a variável SC08 por ausência de dados. Agregou-se a série para tentar suprir esta falta. O fator IDENT foi construído com menos dois descritores (senso de pertencimento e auto conceito verbal). Foram calculados para as escolas fatores ligados à qualificação dos professores e recursos escolares. A variável do tipo da escola apresentava muitos dados faltantes. Para preenchê-los foram cruzados dados acerca do nível sócio econômico e então codificados numa variável dicotômica (pública X privada). Os dados seguem abaixo conforme já conhecida saída do HLM.

Final estimation of fixed effects (with robust standard errors)						
Fixed Effect	Coefficient	Standard Error	T-ratio	Approx. d.f.	P-value	
For INTRCPT1, B0						
INTRCPT2, G00	49.845240	0.451291	110.450	316	0.000	
For NSE slope, B1						
INTRCPT2, G10	0.148076	0.021773	6.801	316	0.000	
For SEXO slope, B2						
INTRCPT2, G20	2.112221	0.515687	4.096	316	0.000	
For RECUP slope, B3						
INTRCPT2, G30	-3.393957	0.695410	-4.881	2675	0.000	
For SERIE slope, B4						
INTRCPT2, G40	5.117251	1.014303	5.045	2675	0.000	
For REP1 slope, B5						
INTRCPT2, G50	-1.772458	1.494531	-1.186	2675	0.236	
For REP2 slope, B6						
INTRCPT2, G60	0.144924	1.301786	0.111	2675	0.912	

Final estimation of variance components:						
Random Effect		Standard Deviation	Variance Component	df	Chi-square	P-value
INTRCPT1,	U0	6.10377	37.25595	298	719.45591	0.000
	NSE slope, U1	0.17487	0.03058	298	370.65321	0.003
	SEXO slope, U2	4.45168	19.81748	298	420.41736	0.000
	level-1,	R	10.75420	115.65290		

Diferentes práticas de leitura não explicam diferenças de gênero como em Portugal, mas demonstram muita relevância. Para aproximação entre modelos, optou-se por substituir a variável pelo fator, como em Portugal. Em relação à substituição do NSE, observou-se o mesmo padrão de ajustes. Por fim, optou-se pela inclusão apenas do fator IDENT. Na análise de dois níveis, a variável Série agregada para escolas não se mostrou significativa para modelar o NSE. As variáveis de controle apresentaram impacto bem menor (próximo à metade) no Brasil, em relação ao verificado em Portugal. Quando se inclui o nível sócio econômico médio na análise das médias (intercepto), o NSE individual deixa de se mostrar significativo. Isso indica que as desigualdades individuais intra escolares são menos significativas que as diferenças econômicas das clientelas inter escolares. O tipo de escola é significativo também para o intercepto, mesmo controlado por NSE. Aliás, mostra-se mais significativo que o NSE. Por outro lado, o tipo de escola não se mostrou significativo para a modelagem da inclinação provocada por diferentes práticas de leitura como em Portugal.

Em relação à desigualdade promovida por diferentes formas de posturas e práticas acadêmicas (IDENT), a autonomia escolar se mostrou relevante, embora não significativa para p -valor $< 0,10$. Todavia, seu valor se aproximou bastante e por isso optou-se por mantê-la no modelo. Foi testada a influência da autonomia escolar sobre o intercepto e esta não se mostrou significativa (p -valor = 0,519) quando colocada ao lado do tipo de escola e do NSE médio, embora tenha se mostrado significativa quando colocada sozinha (p -valor = 0). A capacidade de gerar soluções próprias (autônomas) pela escola, no Brasil, parece melhorar o desempenho, entretanto aumenta a desigualdade já existente em função de comportamentos acadêmicos dos alunos. Isso corrobora o argumento da MMI que observa o melhor aproveitamento das oportunidades por aqueles que já estão em condições de vantagem. Abaixo segue o a modelagem final da inclinação e do intercepto.

INTERCEPTO e IDENT

Final estimation of fixed effects (with robust standard errors)					
Fixed Effect	Coefficient	Standard Error	T-ratio	Approx. d.f.	P-value
For INTRCPT1, B0					
INTRCPT2, G00	49.802434	0.371495	134.059	316	0.000
NSE_1, G01	0.402216	0.049766	8.082	316	0.000
TIPO, G02	4.276056	1.852229	2.309	316	0.021
For IDENT slope, B1					
INTRCPT2, G10	1.944671	0.302943	6.419	317	0.000
SCHAUTON, G11	0.526282	0.328082	1.604	317	0.108
For LING slope, B2					
INTRCPT2, G20	1.595302	0.304633	5.237	318	0.000
For RECUP slope, B3					

INTRCPT2, G30	-3.325890	0.643384	-5.169	2693	0.000
For SERIE slope, B4					
INTRCPT2, G40	4.900583	0.438535	11.175	2693	0.000
Final estimation of variance components:					
Random Effect	Standard	Variance	df	Chi-square	P-value
	Deviation	Component			
INTRCPT1, U0	5.02589	25.25952	308	864.28538	0.000
IDENT slope, U1	2.06934	4.28216	309	373.57759	0.007
LING slope, U2	2.41483	5.83138	310	352.36156	0.049
level-1, R	10.44734	109.14683			

Observou-se que as desigualdades observadas nos diferentes países foram produzidas por relações diversas produzidas em seus sistemas educacionais e suas sociedades. Foi importante perceber similaridades em relação ao padrão de relevância de variáveis de processo e seu poder de explicação de variáveis descritivas. Tanto no Brasil como em Portugal, práticas de leitura produzem um efeito muito grande sobre a aprendizagem e se mostram mais importantes que as diferenças sócio-econômicas, afetando mais incisivamente ainda as diferenças de gênero. O dado negativo parece ser a comprovação de alguns pressupostos da MMI, que sinalizam a preservação das desigualdades e o baixo poder das políticas públicas em diminuir as diferenças intra e inter grupos.

Referências

- BOURDIEU, Pierre. **La Distinction**: Critique Sociale de Jugement. Paris, Minuit, 1979.
- CABRAL, Manuel Villaverde. **Atitudes sociais dos portugueses**. Lisboa: Imprensa de Ciências Sociais, 2000-2001. 2v.
- COLEMAN, James Samuel,. **Social theory for a changing society**. Boulder : Westview Press ;Russell Sage Foundation, 1991. vii, 387p.
- FORQUIN, Jean Claude. **Sociologia da Educação**; Ed. Vozes, 1995 - Petrópolis
- FRANCO, Creso, Alicia Bonamino e Carla Coscarelli. *Avaliação e letramento: concepções de aluno letrado subjacentes ao SAEB e ao PISA*. **Educação e Sociedade**. v. 23, n. 81, dez. 2002 - cod. 1257. 2002 (<http://www.camara.gov.br/internet/infdoc/Sumarios/Sumario2003/Edi00682.htm>)
- GAVE – **Gabinete de Avaliação Educacional (MEd)**. *Informações sobre o PISA 2000, Exames Nacionais do Ensino Secundário e Provas de Aferição*. www.gave.pt
- IBGE. **Indicadores Sociais: Síntese dos Indicadores Sociais - 2000**. Rio de Janeiro, 2001.
- IPEA. **O Brasil da virada do milênio**: trajetória do crescimento e desafios do desenvolvimento. Brasília, 1997, v.2, p.13-113
- MEd – Ministério da Educação de Portugal. **Cartografia do Abandono e Insucesso Escolares**. www.min-edu.pt
- MEd – Ministério da Educação de Portugal. **Os Números da Educação no Recenseamento: Análise comparada dos dados de 1991 e 2001: tendências e prospectiva**. www.min-edu.pt
- MEd – Ministério da Educação de Portugal. **Resultados do Estudo Internacional PISA 2000**. Lisboa, Dezembro de 2001.
- OECD - Organization for Economic Co-operation and Development (2001). **Knowledge and Skills for Life: First results from PISA 2000**.

SILVA, Nelson V. e Carlos Hasenbalg. **Tendências da Desigualdade Educacional no Brasil**. *Dados*. 43: 423-445, 2000.