

5. A RETENÇÃO DOS ALUNOS, A COMPOSIÇÃO DA ESCOLA E O DESEMPENHO EM MATEMÁTICA: ALGUMAS PISTAS A PARTIR DO PISA

Maria Eugénia Ferrão
Vera Marisa Navio

5.1. Introdução

A análise dos dados do *Programme for International Student Assessment* (PISA) recolhidos em Portugal nos anos 2000, 2003 e 2006 mostra que o país enfrenta ainda grandes desafios em matéria de educação considerando a sua comparação com os demais países no que concerne ao desempenho em Matemática, em Leitura e em Ciências. Tal deve-se, em grande medida, às elevadas taxas de retenção que caracterizam o sistema educativo português há décadas.

Segundo o PISA, em 2006, a percentagem de alunos de 15 anos que frequentavam algum nível de escolaridade entre o 7.º e 9.º de escolaridade era de 49%. A percentagem de alunos com, pelo menos, uma retenção manteve-se elevada. As estatísticas oficiais da educação (GEPE, 2009) mostram que enquanto as taxas de retenção no 1.º e 2.º ciclos do ensino básico têm vindo a decrescer ao longo da última década, em 2006/2007, a taxa referente ao 3.º ciclo encontrava-se praticamente ao nível da registada há dez anos. No 1.º ciclo a taxa de retenção era 11.2 em 1996/97 e 4.2 em 2006/7¹; no 2.º ciclo passou de 15.4 em 1996/97 para 11.2 em 2006/7; no 3.º ciclo a taxa de retenção era 20.9 em 1996/7 e 19.9 em 2006/7.

Há concordância generalizada de que elevadas taxas de retenção estão associadas a elevadas taxas de abandono escolar. Nos Estados Unidos, Rumberger (1995) concluiu que a retenção foi o predictor mais importante do abandono.

Marks (2007) mostra que o abandono escolar na Austrália está fortemente associado ao desempenho do aluno. As análises são baseadas nos dados do

¹ Não foram usadas as estatísticas referentes a 2007/08 por serem provisórias à data da consulta.

projecto *Longitudinal Survey of Australian Youth* (LSAY), que foi planeado e realizado a partir do PISA 2003. O tamanho da amostra é maior do que o estabelecido pelo consórcio do PISA para, por exemplo, incluir maior número de alunos indígenas. Posteriormente à aplicação do PISA, os alunos foram entrevistados no fim do ano de 2003, em 2004 e 2005, quando já se encontravam no 12.º ano. Aquele autor demonstra a importância do desempenho do aluno (considerado como *prior achievement*) na propensão para o abandono antes de completar o 12.º ano. O artigo também reporta que o efeito é quatro vezes maior do que o referente ao nível socioeconómico e cultural do aluno e conclui “The influence of student achievement on leaving school cannot be attributed to socioeconomic background. In general, it is the academically weak students who are far more likely not to complete school.” Adicionalmente, o estudo refere que apenas algumas escolas apresentam nível de abandono acima do esperado (considerando as características dos alunos) mas não se confirma que tal se deva à composição da escola, às relações entre os professores, ou ao clima escolar/académico.

Possivelmente, a influência de todas essas características está captada na variável *prior achievement* na sequência do efeito de longo prazo exercido quer pela escola (Goldstein & Sammons, 1997) quer pelos professores (Kyriakides & Creemers, 2008) nos resultados escolares dos alunos.

Diversos estudos desta natureza (Bryk & Raudenbush, 1992, pp.121-123; Harker & Tymms 2004, por exemplo) sugerem que a variabilidade no desempenho dos alunos está relacionada com a composição da escola, ou seja, há uma contribuição ou “influência” do grupo (escola) no indivíduo (aluno). Para designar este tipo de fenómeno usa-se a noção composição da escola e quantifica-se através da agregação de variáveis individuais para o nível da escola. É prática comum, por exemplo, usar a média do nível socioeconómico dos alunos numa escola para representar a sua composição. Na linha de raciocínio de que o conhecimento prévio é o factor mais fortemente relacionado com os resultados escolares (Harker e Tymms mencionam a correlação de 0.7), se existe uma influência do tipo composição

da escola, tal significa que dois alunos com o mesmo nível de conhecimento prévio atingem diferentes resultados dependendo, não só das opções educativas da escola (efeito-escola) onde estudam, mas também da constituição da própria população discente.

Em regiões onde a população residente tenha opção de escolha quanto à escola que os educandos frequentam, existe um potencial na “composição da escola” que pode ou não ter implicações em termos da formulação da política educativa. Nessas regiões, os alunos não são aleatoriamente distribuídos pelas escolas. Algumas, por exemplo, têm uma predominância de alunos provenientes de meios desfavorecidos com, tendencialmente, menor motivação para a escola. Outras podem exercer a selectividade ligada a opções religiosas/confessionais, etnicidade, etc. É possível, por exemplo, estabelecer uma elite académica através da selecção dos alunos por critério de mérito académico e educá-los com orientação a objectivos especialmente definidos. Tentar compreender e explicar o efeito da composição da escola no indivíduo é relevante mas ultrapassa o domínio deste trabalho. Todavia, vale lembrar a importância de dispor de dados adequados para a análise substantiva da “composição da escola”. A este respeito Harker e Tymms (2004) usam os dados de *Progress at School* (Harker e Nash, 1996) para mostrar a relação da composição da escola nos resultados (Matemática, Ciências e Inglês) dos alunos no 11.º ano na Nova Zelândia. Os modelos sugerem a existência da relação, contudo os autores alertam que a eventual omissão de variáveis no modelo e a reduzida fiabilidade da variável que representa o conhecimento prévio pode conduzir à correlação espúria entre as variáveis de interesse.

Sobre o sistema educativo brasileiro, Ferrão e Beltrão (2001) mostram que a relação entre o número de anos que o aluno ficou retido e o desempenho escolar pode ser modelado através de um polinómio de grau 2, na variável número de anos de retenção, com coeficientes que variam aleatoriamente entre as escolas. Isto sugere que algumas escolas “penalisam” mais do que outras os alunos que ficaram retidos, pelo menos, um ano lectivo. Na sequência deste estudo, Ferrão, Beltrão e Santos (2007) investigaram, entre outros, o papel desempenhado pela composição da escola face ao regime de

organização do ensino na escola (com retenção ou promoção automática). Os modelos aplicados aos dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica do ano de 1999 sugerem que, considerando o efeito da composição da escola, tanto no estado de Minas Gerais como em São Paulo, o regime de organização do ensino com promoção automática pode contribuir para corrigir o desfasamento idade-ano e, assim, atenuar a taxa de retenção. Não foi encontrada evidência de que alunos desfavorecidos socioeconomicamente e que estudam em escolas com promoção automática tivessem desempenho escolar inferior aos seus colegas. O problema da retenção e abandono escolar no Brasil é estudado, pelo menos, há 62 anos (Almeida Júnior, 1947) ao longo dos quais diversos autores alertaram para a necessidade de tal reorganização ser acompanhada da revisão curricular, formação de professores, classes de aceleração, etc. A este respeito, parece-nos oportuno fazer um breve parêntesis para chamar a atenção do leitor para a organização e funcionamento de outros sistemas educativos, por exemplo o sistema japonês, onde não existe retenção. A sua descrição encontra-se neste livro no capítulo da autoria de Carmo Gregório.

Thorpe (2006) analisa os dados do PISA 2000 para modelar o desempenho dos alunos do Reino Unido em Leitura. Neste estudo, a principal variável correlacionada com a variável de interesse é um índice criado a partir de variáveis primárias que representa a composição da escola quanto ao nível socioeconómico.

Em Portugal são escassos os estudos desta natureza, apesar de terem grande relevância no momento em que se anuncia o alargamento da escolaridade obrigatória para 12 anos.

Ferrão (2008) analisa os dados do PISA 2000 com o propósito principal de comparar e criticar métodos de ordenação de escolas e apresenta as estimativas associadas ao desfasamento do aluno, face ao ano de escolaridade esperado para a idade, no seu desempenho em Matemática. Verifica-se que os alunos de 15 anos que frequentam o 5.º ano de escolaridade têm o desempenho reduzido, em média, 238.65 valores comparativamente com os colegas da mesma idade que frequentam o 10.º ano

de escolaridade. No que concerne aos alunos que frequentam o 6.º, 7.º, 8.º e 9.º anos, os respectivos valores são 186.28, 170.85, 126.38, 73.80. Os resultados também sugerem a relação linear positiva entre a composição da escola e o desempenho do aluno, para além da contribuição individual do nível socioeconómico.

Apesar do/a analista ter acesso aos microdados do PISA e esta base de dados ser bastante rica comparativamente ao que é habitual em Portugal, ela oferece algumas limitações caso haja interesse em investigar mais aprofundadamente fenómenos com a intenção de produzir recomendações de política educativa cientificamente fundamentadas. Em alguns países, entre os quais a Austrália e os Estados Unidos da América, foram planeados e realizados estudos longitudinais a partir da amostra do PISA. Em Portugal, entre os anos lectivos de 2006/7 e 2008/9 decorreu um estudo longitudinal na região da Cova da Beira cuja população estudada é constituída pelos alunos que frequentam o 1.º, 2.º e 3.º ciclos. A modelação dos dados mostra que, em todos os anos de escolaridade e todos os coortes acompanhados longitudinalmente, o efeito do conhecimento prévio em Matemática (conhecimento aferido através de teste aplicado no início de cada ano lectivo) no desempenho em Matemática no final de cada ano lectivo é sempre maior do que o efeito do nível socioeconómico do aluno (Ferrão & Goldstein, 2008; Ferrão, 2009a; Ferrão, 2009b).

Este capítulo tem dois objectivos principais: verificar a evolução do efeito marginal da retenção no desempenho em Matemática, bem como a evolução do efeito da composição da escola, tanto em Portugal como em três dos países seleccionados pelo grupo de trabalho – Espanha, Irlanda e Japão. Para tal, aplica-se o modelo multinível de componentes de variância descrito em Ferrão (2008).

5.2. Metodologia

5.2.1. População, Amostra, Escalas de Desempenho

O principal domínio de avaliação no ano 2000 foi a literacia em contexto de leitura, em 2003 o estudo deu maior enfoque ao domínio da literacia matemática e em 2006 houve predominância da literacia científica.

Os conceitos de literacia em Leitura, Matemática e Ciências encontram-se definidos em OECD (1999a) e também já foram apresentados em outro capítulo deste livro. Entende-se literacia matemática como a capacidade de os alunos reconhecerem e interpretarem problemas matemáticos encontrados no mundo em que vivem, de traduzirem esses problemas para um contexto matemático, de usarem o conhecimento e os procedimentos matemáticos na resolução de problemas, de interpretarem os resultados em termos do problema original, de reflectirem sobre os métodos aplicados e de formularem e comunicarem os resultados. A classificação dos alunos em cada um dos domínios – Leitura, Matemática, Ciências – resulta da aplicação de testes especialmente desenvolvidos e do ajuste de escalas de desempenho de tal modo que a sua média, no espaço da OCDE, seja de 500 pontos e em que dois terços dos estudantes se situem entre 400 e 600 pontos.

A população alvo em Portugal, por exemplo em 2006, consistiu no corte de alunos nascidos entre 1 de Fevereiro de 1990 e 31 de Janeiro de 2001 e, por conseguinte, à data do trabalho de campo tinham idades compreendidas entre os 15 anos e três meses e os 16 anos e dois meses.

A constituição da amostra em cada país decorre do processo de amostragem aleatória estratificada em dois passos. No primeiro são seleccionadas sistematicamente escolas com alunos de 15 anos de idade, representativas por região e por dimensão da escola. Após a selecção das escolas, são seleccionados aleatoriamente os alunos em cada uma delas (OECD, 1999b e OECD, 2002a). Nestes termos, no ano 2003 foram abrangidos mais de 276 mil alunos em 41 países, incluindo a totalidade dos países membros da OCDE, e em 2006 participaram cerca de 399 mil alunos em 57 países.

Em Portugal, em 2003 participaram no estudo 4 608 alunos (a frequentar desde o 7.º ao 11.º anos de escolaridade) em 153 escolas (Ramalho, 2004) e no ano de 2006 foram 5109 alunos (desde o 7.º ao 11.º anos de escolaridade) em 173 escolas (Pinto-Ferreira, 2007).

Relativamente aos restantes três países: na Irlanda, em 2003, participaram 145 escolas envolvendo um total de 3880 alunos, em 2006, participaram 165 escolas abrangendo 4585 alunos; no Japão, em 2003, participaram 144 escolas envolvendo 4707 alunos, em 2006, participaram 185 escolas envolvendo 5952 alunos; na Espanha, em 2003, participaram 383 escolas envolvendo 10791 alunos, em 2006, participaram 686 escolas envolvendo 19604 alunos.

5.2.2. Análise Descritiva dos Dados

A maioria das variáveis usadas para explicar o desempenho dos alunos são índices combinados, desenvolvidos pelo PISA, outras decorrem das respostas dos alunos e dos directores das escolas aos questionários administrados.

As variáveis com relevância para a análise que se apresenta neste capítulo incluem algumas características sociodemográficas do aluno tais como a idade, o sexo e o nível socioeconómico e o ano de escolaridade que o aluno frequenta. Inclui também um índice que representa o interesse em Matemática ou o interesse em Ciências, consoante o ano de aplicação. Ao nível da escola as variáveis consideradas são a composição da escola (nível socioeconómico médio) e a localização da escola. As variáveis usadas descrevem-se em seguida.

- Desempenho em Matemática, média das variáveis que constam na base de dados designadas por *plausible values in mathematics*. A correlação linear entre o desempenho nas três dimensões (Matemática, Ciências e Leitura) aferidas é maior do que 0.80.
- Ano de escolaridade que frequenta: a variável foi recodificada através de variáveis indicadoras (7.º ano; 8.º ano; 9.º ano; 11.º ano) e considerou-se o grupo de referência o 10.º ano.

- Sexo: variável nominal binária, “1” representa as raparigas e “0” representa os rapazes.
- Nível socioeconómico: aferido pelo índice internacional socioeconómico (HISEI) da situação ocupacional do pai ou da mãe do aluno (Ganzeboom et al., 1992). Usou-se o valor máximo dos dois.
- Interesse em Matemática: índice que reflecte o grau de concordância do aluno com afirmações, tais como: “Fico totalmente absorvido quando estudo Matemática”; “A Matemática é importante para mim”; “Eu não gostaria de desistir porque a Matemática é divertida”. Variável que consta do PISA no ano 2003.
- Interesse em Ciências: índice que reflecte o nível de interesse dos alunos em tópicos sobre física, química, biologia humana e das plantas, astronomia, geologia e experiências científicas. Valores positivos deste índice indicam elevado nível de interesse em Ciências. Variável que consta do PISA no ano de 2006.
- Idade: medida em meses, para a modelação a variável foi centrada em 180 que corresponde a 15 anos. Na ocasião da recolha de dados os alunos tinham idades compreendidas entre 15 anos e três meses e 16 anos e dois meses.
- Composição da escola – nível socioeconómico da escola: média do nível socioeconómico dos alunos da escola.
- Localização da escola: variável nominal que representa, em termos do número de habitantes, a dimensão da vila/cidade onde a escola se localiza. Visando a modelação, a variável foi recodificada, através de variáveis indicadoras e considerou-se como grupo de referência a localização numa cidade com 15 000 a 10 000 habitantes. As categorias da variável alteraram-se entre 2000 e 2003, 2006. Nestes anos o PISA não diferencia entre Centro/Periferia nas localidades com mais de um milhão de habitantes.

A tabela 1 apresenta estatísticas descritivas das variáveis em análise. A distribuição dos alunos portugueses por nível de escolaridade mostra que a percentagem de alunos a frequentar algum ano entre o 7.º e o 9.º era 35% em 2003 e 49% em 2006. A percentagem correspondente no ano 2000 é 48%. É pouco plausível que a variação da taxa entre 2000 e 2006 seja o reflexo da

realidade, pois não há motivo que justifique a “melhoria” registada em 2003 (cf. taxa de repetência GEPE, 2009). A Espanha, país com a organização do ensino semelhante à nossa, apresenta 30% em 2003 e 40% em 2006. No Japão, todos os alunos envolvidos frequentam o 10.º ano.

Tabela 1. Estatísticas descritivas do PISA 2003 e 2006

<i>Variável</i>	<i>País</i>		<i>Portugal</i>		<i>Irlanda</i>		<i>Espanha</i>		<i>Japão</i>	
	2003	2006	2003	2006	2003	2006	2003	2006	2003	2006
Sexo (%)										
Masculino	47.6	48.3	50.4	49.4	49.2	50.6	48.3	50.1		
Feminino	52.4	51.7	49.6	50.6	50.8	49.4	51.7	49.9		
Ano de Escolaridade (%)										
7.º	4.2	6.6	—	—	—	0.1	—	—		
8.º	10.6	13.1	2.8	2.7	3.2	7.0	—	—		
9.º	20.3	29.5	60.9	58.5	27.0	33.0	—	—		
10.º	64.3	50.7	16.7	21.2	69.7	59.8	100	100		
11.º	0.6	0.2	19.6	17.5	—	0.1	—	—		
Localização da Escola (%)										
Hab<3	6.7	7.6	23.1	26.8	4.2	3.7	—	—		
3<Hab<15	30.9	34.9	37.3	27.2	24.9	25.9	5.1	5.8		
15<Hab<100	42.9	35.9	9.0	18.9	28.3	31.4	29.8	29.1		
100<Hab<1000	14.6	14.9	10.6	9.1	33.2	30.0	48.9	40.6		
Hab>1000	4.9	6.7	20.0	18.0	9.4	9.0	16.3	24.5		
Idade (meses)										
Média	190.5	189.0	188.5	188.5	190.2	189.9	189.6	189.3		
Nível socioeconómico (HISEI)										
Média	43.10	41.68	48.34	48.98	44.29	44.81	49.98	50.27		
Mediana	39.00	36.00	49.00	49.00	43.00	43.00	45.00	45.00		
Desvio padrão	16.13	16.14	15.86	16.38	16.30	16.98	14.70	14.72		
Interesse em Matemática										
Média	0.16		-0.05		-0.07		-0.38			
Mediana	0.34		0.03		0.03		-0.32			
Desvio padrão	0.84		0.96		0.97		1.01			
Interesse em Ciências										
Média		0.16		-0.14		-0.18		-0.13		
Mediana		0.21		0.07		-0.08		-0.08		
Desvio padrão		0.87		1.09		0.94		1.03		

Tabela 2. Desempenho dos alunos de 10.º ano no PISA 2003 e 2006

<i>Variável</i>	<i>País</i>		<i>Portugal</i>		<i>Irlanda</i>		<i>Espanha</i>		<i>Japão</i>	
	2003	2006	2003	2006	2003	2006	2003	2006	2003	2006
Matemática										
Média	504.48	504.93	542.95	545.12	513.35	513.52	534.14	533.64		
Mediana	501.28	501.36	543.50	544.04	514.28	515.84	540.07	539.13		
Desvio padrão	65.74	70.12	71.54	76.37	73.64	78.77	96.96	100.09		
Leitura										
Média	519.33	518.94	562.03	563.96	509.52	510.64	498.11	499.04		
Mediana	520.19	517.71	565.19	563.83	515.82	514.66	510.90	509.53		
Desvio padrão	60.41	68.93	63.99	69.10	60.41	82.60	98.55	106.06		
Ciências										
Média	506.25	507.16	548.57	550.24	517.18	517.94	547.64	548.14		
Mediana	504.93	506.11	551.68	552.32	521.82	521.72	558.85	557.22		
Desvio padrão	67.57	75.89	73.62	80.84	79.74	88.79	102.59	109.78		

A tabela 2 apresenta a média, mediana e desvio padrão do desempenho dos alunos de 10.º ano nas três dimensões aferidas. Tendo em consideração que as escalas são ajustadas para que a média no espaço OCDE seja de 500 pontos, pode observar-se que os alunos portugueses no 10.º ano atingem valores acima da média OCDE em Matemática, Leitura e Ciências. Em Leitura os valores situam-se acima dos referentes à Espanha e ao Japão, tanto no ano de 2003 como 2006. Note-se que as médias globais (com todos os alunos) apresentadas anteriormente em outros capítulos mostram que, entre os países seleccionados para o estudo, Portugal e Espanha são os países que ficam sempre aquém de 500 pontos.

5.2.3. Modelação Estatística

A modelação estatística é baseada num modelo de regressão multinível, concretamente no modelo de componentes de variância com dois níveis. Considera-se a estrutura hierárquica da população em estudo de modo a contemplar o agrupamento de alunos por escolas. Deste modo, aluno constitui a unidade do nível um (índice i) e escola a unidade do nível dois (índice j). A variável resposta ou dependente é desempenho em Matemática e as variáveis explicativas as que foram mencionadas na secção anterior –

ano de escolaridade que o aluno frequenta, sexo, nível socioeconómico, interesse em Matemática ou Ciências, idade, localização da escola, composição da escola.

As equações do modelo especificam-se em (1) e (2). A primeira é definida ao nível do aluno (todas as variáveis têm índice ij) e a segunda ao nível da escola (todas as variáveis têm índice j).

Equação do nível 1 – aluno:

$$\text{Desempenho}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 7.^{\circ} \text{ ano}_{ij} + \beta_2 8.^{\circ} \text{ ano}_{ij} + \beta_3 9.^{\circ} \text{ ano}_{ij} + \beta_4 11.^{\circ} \text{ ano}_{ij} + \beta_5 \text{ sexo}_{ij} + \beta_6 \text{NSE}_{ij} + \beta_7 \text{interesse_mat_cien}_{ij} + \beta_8 \text{idade} + e_{ij} \quad (1)$$

Equação do nível 2 – escola:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{ hab}<3_j + \gamma_{02} 3<\text{hab}<15_j + \gamma_{03} 100<\text{hab}<1000_j + \gamma_{04} \text{hab}>1000_j + \gamma_{05} \text{composição_da_escola}_j + u_{0j} \quad (2)$$

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

onde os oito parâmetros β e os seis γ são os parâmetros fixos e σ_e^2 e σ_u^2 são os parâmetros aleatórios do modelo. Os termos aleatórios (ou erro), e_{ij} e u_{0j} também são designados por efeito aleatório do nível 1 (aluno) e efeito aleatório do nível 2 (escola), respectivamente. Assume-se que os termos aleatórios seguem distribuição normal com média zero, variância constante (σ_e^2 e σ_u^2), e são não correlacionados. Assume-se também que os termos aleatórios são independentes das variáveis explicativas (para maior detalhe ver Goldstein, 2003).

Estes modelos foram aplicados separadamente aos dados recolhidos em 2003 e 2006 referentes a Portugal, Espanha, Irlanda e Japão.

Para o propósito deste trabalho interessam-nos particularmente as estimativas de β_1 até β_4 , que quantificam a relação entre a retenção e o desempenho em Matemática (observe a equação 1 do modelo), a estimativa de β_6 , que está associada à relação linear entre o nível socioeconómico (NSE) do aluno e o seu desempenho, e a estimativa de que quantifica o efeito da composição da escola no desempenho do aluno.

O procedimento de estimação usado foi o *Iterative Generalised Least Squares* (Goldstein, 2003) e o plano amostral considerado através de *weighted scaling method 2* (Pfeffermann *et al.* 1998) implementado no MlwiN v2.02. Este programa foi usado para a modelação.

5.3. Análise dos resultados

Na tabela 3 apresentam-se as estimativas dos parâmetros do modelo apresentado na secção anterior aplicado aos dados portugueses do PISA 2003 e 2006.

No que concerne aos parâmetros associados ao ano de escolaridade que o aluno frequenta, os resultados corroboram os já obtidos com os dados do PISA 2000 (Ferrão, 2008) e que traduzem a redução no desempenho em Matemática que é devida à retenção. Todavia, a análise comparativa dos resultados de 2000 com os de 2003 e 2006, sugere a melhoria progressiva da influência da retenção na classificação obtida pelos alunos no teste de Matemática. Se comparar, por exemplo, a redução no desempenho dos alunos que frequentam o 7.º ano de escolaridade com o desempenho dos colegas dos 10.º ano, verifica que, em média, a redução foi de 163.72 em 2003 e 145.76 em 2006. Análise semelhante pode efectuar-se para os demais níveis de escolaridade e observar-se-á sempre a melhoria.

No que se refere à relação entre o nível socioeconómico do aluno e o seu desempenho, verifica-se que ele é estatisticamente maior do que zero, ou seja, mantendo constantes todas as restantes variáveis, o desempenho do aluno tende a aumentar, em média, 0.73 por cada unidade adicional em 2003 e 0.64 em 2006. O efeito de composição da escola também é estatisticamente maior do que zero e apresenta uma tendência de crescimento de 2000 a 2006 (0.66 em 2000; 1.10 em 2003 e 2.87 em 2006).

Os resultados obtidos sugerem ainda que o desempenho em Matemática das raparigas é menor do que o dos rapazes (-19.74 em 2003 e -22.76 em 2006).

Como esperado, verifica-se que o interesse em Matemática ou nas Ciências tem relação positiva com a classificação obtida pelos alunos.

As estimativas associadas à idade (em meses) mantêm-se com sinal negativo. Os resultados referentes à localização da escola são difíceis de interpretar. No ano de 2003 nenhuma das categorias se diferencia. Em 2006, os alunos que estudam em escolas situadas em localidades com número de habitantes compreendido entre 3000 e 15000 têm desempenho acrescido em 19.14 pontos e os que estudam em escolas situadas em localidades com mais de um milhão de habitantes têm o desempenho reduzido em 28.6 pontos em média. A definição da variável alterou-se entre 2000 e 2006 o que complica ainda mais a interpretação dos resultados e torna a variável bastante vulnerável à composição da amostra de escolas.

Tabela 3. Estimativas dos parâmetros fixos, Portugal – 2003, 2006

Unidade	Variável	2003	2006
		Estimativa (Erro Padrão)	Estimativa (Erro Padrão)
Aluno	7.º	-163.72 (5.70)	-145.76 (6.83)
	8.º	-118.98 (4.16)	-95.36 (6.95)
	9.º	-72.65 (3.17)	-46.49 (6.14)
	11.º	94.34 (12.56)	51.16 (16.83)
Sexo	Feminino	-19.74 (2.15)	-22.76 (2.15)
Nível socioeconómico	HISEI	0.73 (0.09)	0.64 (0.08)
Interesse em Matemática		11.71 (2.05)	não aplicável
Interesse em Ciências		não aplicável	16.18 (1.41)
Idade (meses)		-1.07 (0.27)	-1.32 (0.30)
Escola	Hab<3	—	—
	3<Hab<15	—	19.14 (5.64)
	100<Hab<1000	—	—
	Hab>1000	—	-28.60 (10.76)
Composição média	HISEI	1.10 (0.26)	2.87 (0.38)
<i>N.º de casos</i>		4412	4937

A capacidade explicativa do modelo, quantificada pelo coeficiente de determinação é 0.57 em 2003 e 0.54 em 2006.

O coeficiente de partição da variância baseado no modelo nulo (sem variáveis explicativas) tem o valor de 0.39 e 0.38 em 2003 e 2006, respectivamente. Este coeficiente é apurado através da proporção da variância de nível 2 (variabilidade do desempenho em Matemática entre as escolas) face à variância total. Quer isto dizer que quase 40% da variabilidade dos resultados do PISA em Matemática se devem a diferenças entre as escolas. Em Espanha o coeficiente tem o valor de 0.21 e 0.22, respectivamente. A explicação de tamanha diferença entre sistemas educativos que partilham de tantas semelhanças é uma matéria que ultrapassa o domínio deste trabalho e que requer investigação adicional. Entre os países estudados, é o Japão onde se verifica o maior valor: 0.61 em 2003 e 0.59 em 2006.

Todos os alunos japoneses que participaram no PISA frequentam o 10.º ano de escolaridade, pelo que a tabela 4 que se apresenta em seguida, que contempla a influência da retenção no desempenho em Matemática para a Espanha e Irlanda, não inclui o Japão.

Tabela 4. Estimativas dos parâmetros fixos (retenção) para Irlanda e Espanha

Variável	Irlanda		Espanha	
	2003	2006	2003	2006
	Estimativa (EP)	Estimativa (EP)	Estimativa (EP)	Estimativa (EP)
Ano de Escolaridade	7.º	-241.87 (5.22)	-155.43 (2.85)	— -200.54 (23.93)
	8.º	-124.85 (9.76)	-89.64 (6.53)	-138.49 (5.34)
	9.º	-45.47 (3.59)	-33.64 (2.94)	-73.87 (2.66)
	11.º	—	—	-36.08 (2.10)
<i>N.º de casos</i>	3710	4480	10791	19494

Nota: (EP): Erro Padrão; em Espanha, no 11.º ano de escolaridade, apenas 1 aluno fez o teste em 2003 e 7 alunos em 2006.

Na tabela 5 apresentam-se as estimativas dos restantes parâmetros do modelo resultantes da sua aplicação aos dados de 2003 e 2006 da Irlanda, Espanha e Japão.

No que se refere ao efeito do nível socioeconómico, ele verifica-se tanto na componente individual como na composição da escola em todos os países, com excepção do Japão no ano de 2003 onde o coeficiente não é estatisticamente significativo. Ao nível individual, a influência do nível socioeconómico no desempenho em Matemática é mais acentuada em Portugal do que em Espanha e no Japão. Já no que diz respeito ao efeito de composição da escola, a Irlanda apresenta valores semelhantes aos de Portugal em 2006. As estimativas referentes ao Japão mostram a mais forte relação da composição da escola no desempenho dos alunos.

Tabela 5. Estimativas dos parâmetros fixos – Irlanda, Espanha e Japão

Unidade Variável			Irlanda		Espanha		Japão	
			2003	2006	2003	2006	2003	2006
			Estimativa (EP)					
Aluno	Sexo	Feminino	-17.01 (3.36)	-12.22 (3.22)	-18.38 (2.01)	-22.45 (1.45)	-15.15 (3.50)	-12.49 (2.68)
	Nível socio-económico	HISEI	1.02 (0.09)	0.91 (0.07)	0.41 (0.07)	0.45 (0.05)	-0.03 (0.11)	0.24 (0.08)
	Interesse Matemática		16.25 (1.38)	Não aplicável	16.47 (1.19)	Não aplicável	15.52 (1.73)	Não aplicável
	Interesse Ciências		Não aplicável	15.21 (1.28)	Não aplicável	13.91 (0.92)	Não aplicável	14.39 (1.18)
Escola	Composição média	HISEI	3.03 (0.35)	2.66 (0.23)	1.57 (0.36)	1.19 (0.25)	10.45 (0.82)	7.16 (1.05)
<i>N.º de casos</i>			3710	4480	10791	19494	4174	5453

Nota: (EP): Erro Padrão.

Os resultados obtidos sugerem que as raparigas têm menor desempenho em Matemática do que os rapazes. Em Portugal e Espanha a diferença acentua-se de 2003 para 2006 enquanto na Irlanda e no Japão a diferença entre o desempenho das raparigas e rapazes atenua-se.

As estimativas do parâmetro associado à variável interesse em Matemática ou Ciências são próximas em todos os países.

5.4. Discussão

As estatísticas oficiais da educação mostram que Portugal apresenta ainda níveis demasiado elevados de retenção comparativamente com outros países desenvolvidos. O PISA permite comparar entre países os níveis de literacia em Matemática, Ciências e Leitura dos alunos de 15 anos de idade. Na comparação com os demais países da OCDE Portugal encontra-se numa posição bastante desvantajosa qualquer que seja o ano considerado – 2000, 2003 e 2006.

Com este trabalho, foi nosso propósito principal focar a origem dessa desvantagem nas elevadas taxas de retenção. Comparativamente com Espanha, Irlanda e Japão, Portugal é o país onde existe maior proporção de alunos que ficaram retidos no mesmo ano de escolaridade mais do que uma vez. Consequentemente, estes alunos não podem evidenciar os mesmos conhecimentos, aptidões e aprendizagens dos seus colegas de 15 anos que frequentam o 10.º ano de escolaridade.

Mostrámos que o desempenho em Matemática, Leitura e Ciência dos alunos portugueses que frequentam o 10.º ano está acima da média de 500 pontos no espaço OCDE. Com base num modelo de regressão multinível quantificámos o efeito marginal associado a cada ano de escolaridade no desempenho em Matemática. No ano de 2003, os alunos que frequentavam o 7.º ano atingiam em média menos 164 pontos do que os colegas de 10.º ano; para os jovens que frequentavam o 8.º ou o 9.º as estimativas correspondentes eram 119 e 73 pontos, respectivamente. A análise comparativa destes resultados com os de 2000 e 2006 sugere a melhoria progressiva do efeito da retenção na classificação obtida pelos alunos no teste de Matemática.

Foi estudada a relação entre o nível socioeconómico e o desempenho do aluno, tanto na perspectiva individual como na da composição da escola.

Verificou-se que ao nível individual a influência é mais acentuada em Portugal do que em Espanha e no Japão. Este é o país onde o efeito de composição da escola no desempenho é mais forte, apesar do efeito individual do nível socioeconómico praticamente não se fazer sentir. Em Portugal a relação entre a composição da escola e o desempenho apresenta uma tendência crescente de 2000 a 2006.

Os modelos estatísticos aplicados sugerem ainda que Portugal apresenta maior variabilidade do desempenho entre escolas do que ocorre quer em Espanha quer na Irlanda.

Em Portugal a qualidade dos dados do PISA e, simultaneamente, a facilidade com que qualquer investigador lhes tem acesso são aspectos de elevada relevância para a realização de investigação científica em Educação. No entanto, a análise destes dados é limitada se o objectivo do estudo for a produção de recomendações, cientificamente fundamentadas, que visem a melhoria do sistema educativo e das aprendizagens.

A este respeito encontra-se na literatura um amplo consenso sobre a necessidade de proceder a estudos longitudinais em Educação. No texto mencionaram-se alguns dos que foram realizados em outros países. Em Portugal, o estudo longitudinal 3EM, Eficácia Escolar no Ensino da Matemática, realizado pela Universidade da Beira Interior, permite verificar, por exemplo, que a influência do nível socioeconómico dos alunos nos seus resultados escolares em Matemática é menor do que a influência do seu conhecimento prévio (aferido para cada aluno no início do ano lectivo), qualquer que seja o ano de escolaridade do ensino básico.

A procura da explicação ou solução das questões de investigação que ficaram em aberto ao longo do capítulo, concretamente as que se referem à retenção, deve ser feita, prioritariamente, no início da trajectória escolar dos alunos. Esta recomendação assenta, fundamentalmente, nas recentes contribuições científicas sobre o efeito de longo prazo que a escola exerce.

