

UMA ANÁLISE DA EVOLUÇÃO DO DESEMPENHO DOS ESTUDANTES PORTUGUESES NO *PROGRAMME FOR INTERNATIONAL STUDENT ASSESSMENT (PISA)* DA OCDE*

Manuel Coutinho Pereira**



RESUMO

Este estudo debruça-se sobre a evolução das classificações dos estudantes portugueses nos ciclos do *PISA* entre 2003 e 2009. Conclui-se que a variação das pontuações é bastante influenciada por alterações, quer no contexto familiar dos estudantes, quer em outras variáveis, como sejam a distribuição dos estudantes por anos de escolaridade. O processo de obtenção dos dados no programa, por amostragem, tende a amplificar tais alterações. Quando se tomam em conta estes fatores na análise, mantendo constantes os determinantes das classificações, verifica-se uma melhoria continuada no desempenho dos alunos ao longo dos ciclos considerados.

1. Introdução

Os programas internacionais de avaliação dos alunos, como o *PISA* da OCDE, têm uma grande utilidade na medida em que fornecem dados comparáveis ao longo do tempo e entre países, os quais permitem a avaliação dos sistemas educativos e, implicitamente, do retorno obtido com a despesa em educação. Em dezembro do ano passado foram divulgados os resultados do *PISA* 2009, referentes à quarta vez em que este programa foi realizado, tendo-se constatado uma melhoria das pontuações dos estudantes portugueses face a anteriores edições (as quais tiveram lugar em 2000, 2003 e 2006, isto é, em ciclos de três anos). Uma análise mais profunda da evolução das pontuações requer, contudo, um confronto com a evolução das características da população estudantil e das escolas. Desde logo, o estatuto sócio-económico dos estudantes tem influência sobre o desempenho, pelo que a alteração deste estatuto ao longo das sucessivas realizações do programa deverá ser tida em conta. Como se verá, há outros aspetos a considerar neste contexto, como seja a distribuição por anos de escolaridade dos alunos abrangidos. O *PISA* é um estudo por amostragem em que a inferência é realizada extrapolando para a população. Tal facto parece contribuir para aumentar as diferenças que se observam entre os ciclos relativamente a algumas variáveis dos alunos e das escolas, o que torna tanto mais necessária uma análise como a que aqui se desenvolve. Em contraste, na apresentação das tendências nos resultados do *PISA*, como em OCDE (2010), tem sido privilegiada uma análise não condicionada (ver Gebhardt e Adams, 2007).

No presente artigo estuda-se a variação das classificações dos estudantes portugueses ao longo das realizações do *PISA* em diversos pontos da sua distribuição, tendo em conta as alterações nas variáveis observáveis que as determinam. Consideram-se duas das matérias que o programa compreende, a saber, a matemática e a leitura. Este trabalho surge na sequência de Pereira (2010) que realizou uma análise dos determinantes do desempenho dos estudantes portugueses no *PISA* 2006 no contexto europeu –

* O autor agradece os comentários de Nuno Alves, Maria Manuel Campos, Mário Centeno, Jorge Correia da Cunha, Ana Cristina Leal e José Ferreira Machado. As opiniões expressas no artigo representam as opiniões do autor e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da sua exclusiva responsabilidade.

** Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

avaliados a partir da estimação de funções de produção de educação – bem como de um conjunto de resultados relativos à sua variabilidade. Naquela análise pretendeu-se apurar um conjunto de aspetos de natureza mais estrutural, isto é, relativamente aos quais não se espera uma alteração substancial no horizonte temporal coberto pelos ciclos *PISA*, fazendo um confronto com outros países¹. Em contraste, no presente estudo põem-se em evidência as alterações no desempenho dos estudantes portugueses no decurso das edições do programa.

Quando se pretende comparar os resultados de testes de avaliação realizados em diferentes momentos, como na investigação que aqui se leva a cabo, é fundamental que a medição do desempenho seja comparável no tempo. De facto, se o grau de dificuldade dos testes variar e as pontuações não forem correspondentemente ajustadas, isto contaminará o apuramento da evolução do desempenho que (após controlar para os seus determinantes) constitui o objeto da análise. No *PISA* tem havido a preocupação de assegurar a comparabilidade dos resultados, reportando-se as pontuações obtidas em diversos momentos do tempo segundo a mesma escala. Tal é conseguido através do encadeamento dos testes por um conjunto de questões comuns, para cada uma das matérias. O grau de dificuldade medido naquele conjunto de questões é avaliado em cada ciclo relativamente a um ciclo de referência², sendo a desigualdade utilizada na construção de uma transformação das pontuações para a escala do ciclo de referência (ver, por exemplo, OCDE, 2009a, Capítulo 12, e Gebhardt e Adams, 2007, para uma discussão crítica).

O procedimento descrito tem sido seguido, no caso da leitura, desde o *PISA* 2000, e no caso da matemática, desde o *PISA* 2003, respetivamente tomados como ciclos de referência. A não-comparabilidade das pontuações em matemática na edição de 2000 implica a sua exclusão do presente estudo. Optou-se por não considerar de todo os dados deste ciclo, isto é, mesmo no caso da leitura, uma vez que a apresentação da informação sobre os estudantes e as escolas diverge, para certas variáveis, relativamente aos ciclos posteriores. Como na inferência condicional só podem ser utilizadas variáveis disponíveis para cada um dos anos, ou que possam ser construídas segundo uma metodologia comum, a exclusão do *PISA* 2000 permite também reter um maior número de variáveis explicativas.

O estudo inicia-se com uma análise descritiva do modo como as classificações obtidas pelos estudantes portugueses e as variáveis relativas aos alunos e às escolas têm evoluído ao longo das edições do *PISA* entre 2003 e 2009 (Secções 2 e 3). Na secção 4 realiza-se uma decomposição das pontuações entre a parte que é explicada pela variação das características dos alunos e das escolas, e a desigualdade nas pontuações que prevaleceria se tais características se tivessem mantido idênticas de uma edição para a outra do programa. Esta última componente dá-nos uma medida da variação do desempenho que pode ser atribuída ao sistema de ensino. Finalmente, na secção 5, pormenoriza-se a análise para as classificações dos alunos nos estabelecimentos de ensino públicos e privados. Na secção 6 resumem-se as principais conclusões.

2. Desempenho dos estudantes portugueses no *PISA* de 2003 a 2009

O universo do *PISA* é constituído pela população de estudantes com cerca de 15 anos que frequentam as escolas num determinado país e se encontram, pelo menos, no 7º ano de escolaridade. No caso português, a maioria dos alunos distribui-se entre o 9º e o 10º ano de escolaridade. Os testes são realizados por uma amostra representativa desta população de estudantes. No processo de amostragem,

1 Ver também Pereira (2010) para alguma discussão sobre o enquadramento de estudos empíricos como o que aqui se apresenta na literatura da economia da educação.

2 Note-se que no *PISA* é utilizado o modelo de Rasch, em que o grau de dificuldade de uma questão é medido pela proporção de alunos que responderam corretamente à mesma; a cada questão é depois associado um ponto na escala de acordo com o seu grau de dificuldade. Finalmente, o estudante é posicionado no ponto da escala que corresponde à questão a que ele tem uma probabilidade igual a 50 por cento de responder corretamente.

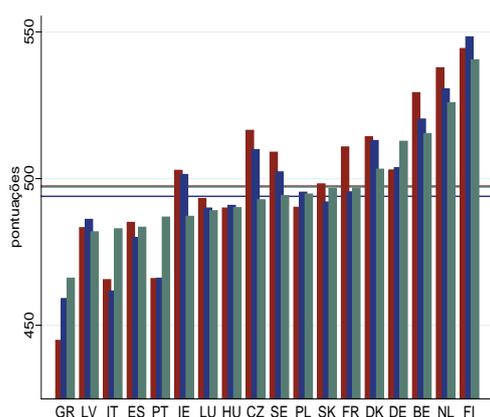
as escolas são sorteadas aleatoriamente numa primeira fase, e os alunos elegíveis em cada uma destas, até ao máximo de 40, numa segunda fase. Em Portugal, participaram no programa, em 2003, 4 608 alunos pertencentes a 153 escolas, em 2006, 5 109 alunos pertencentes a 173 escolas e, em 2009, 6 298 alunos pertencentes a 214 escolas. A dimensão das amostras tem correspondido a cerca de 5 por cento da população estudantil relevante. As bases de dados do *PISA* incluem ponderadores finais por aluno, refletindo, entre outros fatores, as probabilidades de amostragem. Além disso, as pontuações são reportadas sob a forma de valores extraídos da distribuição estimada das pontuações atribuível a cada aluno (ver OCDE, 2009b, Capítulos 6 e 8).

Os gráficos 1A e 1B apresentam as pontuações médias em Portugal e nos países da União Europeia que participaram nas três edições do programa e cujos dados em cada uma destas satisfazem certos requisitos de qualidade definidos pela OCDE (por exemplo, relativamente à taxa de resposta – ver OCDE, 2010, Capítulo 1)³. Apresenta-se ainda a média para o conjunto dos países (linhas horizontais). Recorde-se que as pontuações são medidas tomando como referência os resultados para 2000, no caso da leitura, e para 2003, no caso da matemática (correspondendo o valor 500 à respetiva média, nestes anos, para o conjunto dos países da OCDE). Os países encontram-se ordenados de acordo com os resultados no *PISA* 2009.

O facto mais saliente que se retira dos gráficos 1A e 1B é o aumento da pontuação média para Portugal no *PISA* mais recente comparativamente às duas edições anteriores, em que os resultados haviam sido bastante próximos. Tal evolução é particularmente visível na leitura, colocando os estudantes portugueses numa posição intermédia no *ranking* dos países da União Europeia considerados e, sobretudo, permitindo alcançar uma pontuação que, em termos estatísticos, não difere significativamente da média neste conjunto de países⁴. Também em matemática ocorreu uma melhoria apreciável do desempenho. Não obstante Portugal continue a aparecer mal posicionado em termos do *ranking* apresentado no

Gráfico 1A

DESEMPENHO EM MATEMÁTICA | PONTUAÇÕES
POR PAÍS E MÉDIA PARA O CONJUNTO DOS PAÍSES, EM 2003 (A VERMELHO), EM 2006 (A AZUL) E EM 2009 (A VERDE)

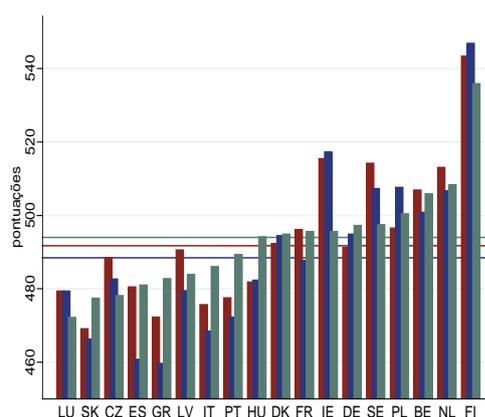


Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Média das médias (ponderadas) calculadas para cada valor plausível.

Gráfico 1B

DESEMPENHO EM LEITURA | PONTUAÇÕES POR
PAÍS E MÉDIA PARA O CONJUNTO DOS PAÍSES, EM 2003 (A VERMELHO), EM 2006 (A AZUL) E EM 2009 (A VERDE)



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Média das médias (ponderadas) calculadas para cada valor plausível.

- 3** Este último critério leva à exclusão da Áustria e do Reino Unido do nosso estudo. Os países considerados são a Alemanha, a Bélgica, a Dinamarca, a Eslováquia, a Espanha, a Finlândia, a França, a Grécia, a Hungria, a Irlanda, a Itália, a Letónia, o Luxemburgo, os Países Baixos, a Polónia, Portugal, a República Checa, e a Suécia.
- 4** Ou seja, os intervalos de confiança a 95 por cento (não apresentados) em torno da pontuação média para a população em Portugal e no conjunto dos países da União Europeia intersejam-se.

gráfico 1A, o país aproximou-se de forma clara dos resultados obtidos nos países que ocupam posições intermédias.

A fim de complementar o panorama da evolução das pontuações entre 2003 e 2009, apresenta-se agora a proporção de alunos no escalão inferior e superior das pontuações, respetivamente, no nível 1 de proficiência e abaixo e no nível de 5 de proficiência e acima (Gráficos 2A e 2B). Estes níveis de proficiência, definidos no âmbito do programa, correspondem a patamares sucessivos de dificuldade nas questões colocadas aos alunos (ver nota-de-rodapé 2); em particular, considera-se que os alunos no escalão inferior adquiriram competências aquém do nível mínimo que torna possível uma participação produtiva na sociedade.

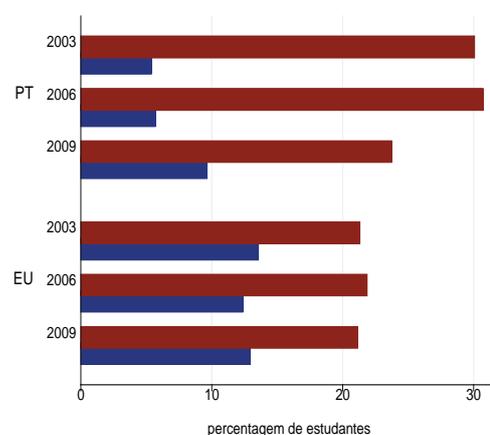
No que se refere à proporção de alunos no escalão inferior das pontuações em Portugal, após algum aumento entre 2003 e 2006, verificaram-se decréscimos importantes em 2009, quer em leitura (matéria para a qual aquela proporção se tornou inferior à média da União Europeia), quer em matemática. Nesta última disciplina verificou-se ao mesmo tempo um aumento importante da proporção de alunos com pontuações muito altas, indicando uma deslocação para a direita da distribuição das pontuações como um todo. Em contrapartida, na leitura, o aumento da média verificou-se sobretudo devido à melhoria do desempenho dos alunos ocupando escalões inferiores. A evolução dos quartis das distribuições das pontuações dos estudantes portugueses em 2006 e 2009 (não mostrados) confirma estas conclusões. Assim, enquanto na matemática há uma deslocação muito semelhante (de 20 a 21 pontos) para a direita de todos os quartis, na leitura tal deslocação é igual a cerca de 26 pontos no primeiro quartil e inferior a 10 pontos no terceiro. Ou seja, a dispersão das pontuações em matemática manteve-se, enquanto a das pontuações em leitura diminuiu.

3. A informação relativa aos estudantes e às escolas

Com o objetivo de reunir um grupo de variáveis explicativas com a maior extensão possível e comum aos três ciclos, examinou-se cuidadosamente a informação relativa aos estudantes e às escolas disponível nas bases de dados. Os questionários de onde esta informação provém têm um conteúdo semelhante, embora não idêntico, ao longo dos anos. A maior parte das variáveis utilizadas foram diretamente

Gráfico 2A

PROFICIÊNCIA EM MATEMÁTICA EM PORTUGAL E NOS PAÍSES DA UNIÃO EUROPEIA | ALUNOS NO NÍVEL 1 E ABAIXO (A VERMELHO) E NO NÍVEL 5 E ACIMA (A AZUL)

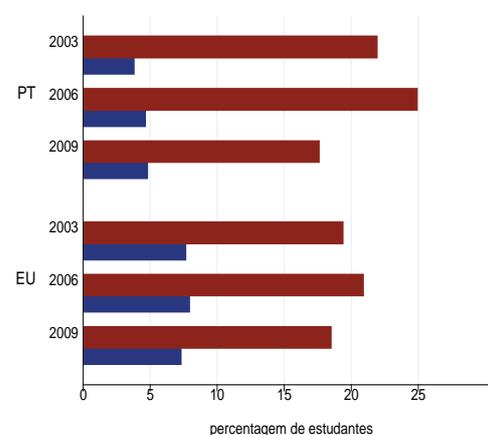


Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Média das percentagens para cada valor plausível.

Gráfico 2B

PROFICIÊNCIA EM LEITURA EM PORTUGAL E NOS PAÍSES DA UNIÃO EUROPEIA | ALUNOS NO NÍVEL 1 E ABAIXO (A VERMELHO) E NO NÍVEL 5 E ACIMA (A AZUL)



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Média das percentagens para cada valor plausível.

retiradas das bases de dados. Todavia, nalguns casos estas variáveis foram construídas a partir da informação de base, designadamente, a amplitude nos graus de escolaridade ministrados pela escola, e os índices de recursos educativos em casa, de autonomia na gestão dos recursos e de autonomia na definição dos programas e métodos de avaliação⁵ (ver Apêndice 1). O conjunto das variáveis explicativas disponíveis - apresentado no quadro 1 - cobre a maior parte das que foram consideradas em Pereira (2010). As exceções são o índice de riqueza (o qual é largamente redundante na medida em que o contexto familiar é bem captado por variáveis alternativas) e as variáveis relativas à disponibilidade de computadores, à pressão exercida pelos pais sobre a escola no sentido de melhoria dos padrões, à existência de outras escolas concorrendo pelos mesmos alunos, e à familiaridade dos estudantes com tecnologias da informação⁶.

Consideram-se de seguida os aspetos mais significativos da evolução das características da população estudantil, das suas famílias e das escolas em Portugal nas edições do *PISA* de 2003, 2006 e 2009 (Quadro 1)⁷. Como já se mencionou, os alunos encontram-se essencialmente distribuídos entre o 9º e o 10º ano, refletindo sobretudo o mês do nascimento (para aqueles que nunca repetiram o ano). De notar, contudo, que se observa uma flutuação apreciável da repartição entre estes dois anos de escolaridade, inferindo-se um valor particularmente baixo para o número de estudantes a frequentarem o 10º ano no *PISA* 2006. Como se verá na próxima secção, a distribuição dos alunos pelos graus de escolaridade influencia bastante as pontuações, pelo que este fenómeno tem importância. O processo de amostragem poderá contribuir para o mesmo, na medida em que haja afastamentos da representatividade de certos tipos de escolas na amostra, designadamente as que ministram somente o ensino básico - cursos até ao 9º ano - ou o ensino secundário - cursos a partir do 10º ano (recorde-se que o processo de amostragem se inicia por uma seleção das escolas). O facto de no *PISA* 2006 existir uma maior proporção de escolas do primeiro tipo, relativamente aos outros ciclos, indicia que tal se poderá verificar. Como é sabido, este problema pode ser atenuado incluindo o tipo de escola como um critério de estratificação da amostra; tal aconteceu somente no *PISA* 2006 (ver Quadro 1, Capítulo 4 - OCDE, 2005, 2009a, 2011). Contudo, mesmo no conjunto das escolas que ministram cursos do ensino básico e secundário, existe alguma variação no tempo da distribuição dos estudantes pelos dois anos de escolaridade⁸.

São também visíveis oscilações nos valores das variáveis que medem o contexto familiar. A situação em termos de habilitações literárias parentais no *PISA* 2009 é mais favorável do que no ciclo de 2006, verificando-se uma maior proporção de estudantes cujos pais têm a educação secundária como nível máximo de habilitações. Em particular, ocorreu um grande aumento no escalão relativo à escolaridade secundária inferior (9º ano), em parte provavelmente relacionado com a obtenção de habilitações ao abrigo dos Processos de Reconhecimento, Validação e Certificação de Competências. No ciclo de 2009, a proporção de estudantes com pelo menos um dos pais com um grau terciário também aumentou. A situação no *PISA* 2006 em termos de habilitações literárias parentais é igualmente desfavorável relativamente ao ciclo de 2003, aqui no que se refere à distribuição entre os escalões relativos à educação

5 Não se utilizaram os índices originais, disponíveis nas bases de dados, pois constatou-se que estes não tinham sido construídos de forma idêntica ao longo do tempo.

6 Além disso, não se consideraram as variáveis binárias relativas à escassez de professores de matemática e da língua do teste, na medida em que, no *PISA* 2006 e 2009, muito poucas escolas portuguesas reportaram a existência de tal escassez.

7 A maioria das variáveis no quadro tem uma pequena quantidade de observações em falta para cada um dos anos. Tais observações foram imputadas correndo-se uma regressão (para o conjunto dos países da União Europeia indicados na nota-de-rodapé 3) das variáveis em causa sobre um conjunto de «regressores fundamentais» constituído pelo grau de escolaridade, a idade, o género, a localização da escola e o país (de modo idêntico ao descrito em detalhe em Pereira, 2010, Apêndice 2). Foram ainda imputadas todas as observações relativas ao *PISA* 2003 para as horas de aulas normais da língua do teste. Neste caso a imputação foi baseada nas horas de aulas normais de matemática e variáveis binárias para a localização da escola e o país.

8 Independentemente do tipo de escola, é possível que, dadas as proporções desiguais de estudantes a frequentarem o 9º e o 10º ano, a dimensão da amostra não permita obter mais precisão (isto também se aplica, com maioria de razão, aos 7º e 8º anos). A dimensão efetiva da amostra por escola é, em média, de 32 estudantes (40, no máximo).

Quadro1

VARIÁVEIS RELATIVAS AO ESTUDANTE E À ESCOLA (MÉDIAS) NO PISA PARA PORTUGAL ^(a)			
	2003	2006	2009
Características do estudante			
7º ano de escolaridade	4.2	6.6	2.3
8º ano de escolaridade	10.6	13.1	9.0
9º ano de escolaridade	20.3	29.5	27.9
10º ano de escolaridade	64.9	50.9	60.8
Idade (anos)	15.9	15.7	15.7
Género feminino	52.4	51.7	51.1
Contexto familiar			
Recursos educativos em casa (índ.) < [0,6] ^(b)	4.7	5.3	5.0
Livros em casa < 25	35.1	38.7	36.4
Livros em casa 25-200	49.1	46.0	48.1
Livros em casa > 200	15.8	15.4	15.5
Não imigrante	95.0	94.1	94.6
Imigrante (primeira ou segunda geração)	5.0	5.9	5.4
Língua do teste em casa	98.6	97.8	98.4
Língua estrangeira em casa	1.4	2.2	1.6
<i>Ocupação mais elevada dos pais</i>			
Manual/não especializada	12.9	12.9	8.9
Manual/especializada	27.9	24.0	21.9
Intelectual/não especializada	25.3	35.2	33.0
Intelectual/especializada	33.9	27.8	36.2
<i>Escolaridade mais elevada dos pais</i>			
Primária ou menor	38.5	38.1	27.0
Secundária inferior	16.8	16.2	23.0
Secundária superior	19.4	23.5	24.3
Terciária	25.3	22.2	25.8
Características da escola			
Dimensão da escola (1000 alunos)	1.000	0.958	0.937
Proporção de alunas	51.5	50.8	50.5
Situada em localidade < 15 000 pessoas	37.6	42.5	36.2
Situada em localidade 15 000 - 100 000 pess.	42.9	35.9	42.2
Situada em localidade > 100 000 pessoas	19.5	21.6	21.6
Amplitude graus escolaridade (graus max-min)	4.7	5.1	5.7
Proporção de repetentes	17.0	14.6	9.8
Autonomia de recursos (índ.) < [0,6]	1.9	1.7	2.2
Autonomia de programas/aval. (Índ.) < [0,4]	2.4	2.0	1.5
Escola pública	93.8	91.2	86.2
Escola privada	6.2	8.8	13.8
Recursos escolares			
Dimensão das turmas (alunos)	22.0	24.0	22.3
Rácio aluno/professor	11.0	8.9	8.5
Aulas normais - matemática (horas)	3.2	3.5	4.4
Aulas normais - língua do teste (horas) ^(c)	3.1	3.2	3.8

Fonte:

Notas: (a) Médias ponderadas; valores em percentagem do total exceto quando indicado de outra forma (no Apêndice 1 são dados mais detalhes sobre a construção das variáveis). (b) No caso de variáveis-índice, os intervalos contêm o máximo e mínimo. (c) Os valores para 2003 foram imputados na sua totalidade (ver nota-de-rodapé 7).

terciária e à educação secundária superior. Associada à variação das habilitações literárias, verifica-se uma flutuação na decomposição das ocupações dos pais. Por exemplo, a proporção de alunos com pelo menos um dos pais numa ocupação intelectual/especializada cai de cerca de 34 para 26 por cento entre as edições do *PISA* de 2003 e 2006, aumentando para 36 por cento no *PISA* 2009. As diferenças observadas entre os ciclos do programa no que respeita às variáveis do contexto familiar poderão estar associadas a algum enviesamento amostral no sentido da seleção de escolas situadas em meios rurais (localidades com menos de 15 000 habitantes) no *PISA* 2006 em detrimento de escolas situadas em meios urbanos de média dimensão (localidades com entre 15 000 e 100 000 habitantes). De uma forma geral, seria de esperar uma melhoria das habilitações literárias parentais durante o período em análise, designadamente um aumento gradual do número de pais com pelo menos um grau secundário em vez de primário. Contudo, tal evolução poderá ser na prática obscurecida pelo «ruído» introduzido pelo processo amostral.

No que respeita às variáveis da escola há a salientar o decréscimo da proporção de repetentes (na escola como um todo) ao longo dos três ciclos do *PISA* considerados. Esta evolução está de acordo com a descida que se tem observado nas taxas de retenção nos diversos graus de ensino durante a última década (GEPE, 2010). Da evolução dos indicadores de autonomia, construídos com base num grupo de questões respondidas pelas escolas (ver Apêndice 1), infere-se uma diminuição da autonomia destas últimas na escolha dos programas e métodos de avaliação. A proporção de alunos na população que frequenta escolas privadas aumenta ao longo do tempo, de pouco mais que 6 por cento, no *PISA* 2003, para quase 14 por cento, no *PISA* 2009 (a natureza pública/privada da escola tem sido utilizada como critério de estratificação nas diversas edições). Tal perfil não é, contudo, confirmado pelos valores provenientes de outras fontes (GIASE, 2006 e GEPE, 2011)⁹. Também neste caso é possível que, dado as escolas privadas representarem uma pequena parte do universo dos estudantes e dada a dimensão da amostra, não seja possível obter mais precisão.

Em conclusão, as características inferidas para a população estudantil e as escolas têm variado ao longo dos ciclos do *PISA*, sendo que a extrapolação da amostra para a população tende a amplificar a magnitude destas variações. Neste contexto é muito importante determinar o seu impacto na evolução do desempenho dos estudantes.

4. Decomposição da evolução do desempenho

4.1. Cálculo e interpretação da decomposição

Em termos gerais, a evolução de uma variável explicada por um modelo de regressão linear pode ser decomposta na componente que diz respeito às variáveis explicativas, por um lado, e aos coeficientes a elas associados, por outro (ver Fortin *et al.*, 2011, para uma descrição dos métodos utilizados neste contexto). O modelo linear que serve de base às decomposições realizadas neste estudo é a função de produção de educação, que relaciona a pontuação nos testes com variáveis explicativas relativas ao aluno, ao contexto familiar, e às escolas. A análise da evolução da variável dependente na sua média é tradicionalmente feita através da decomposição de Oaxaca-Blinder, que se baseia na estimação do modelo subjacente pela regressão dos mínimos quadrados. Este método permite, em primeiro lugar, distinguir entre a contribuição dos coeficientes e a contribuição das variáveis explicativas; além disso, fornece diretamente uma decomposição detalhada por variável (ou conjuntos de variáveis) desta última. Tal aspeto é importante no nosso contexto, uma vez que os regressores têm uma divisão natural em

⁹ As quais indicam (considerando a totalidade dos alunos que frequentam os cursos regulares do 3º ciclo do ensino básico) que a proporção de alunos nas escolas privadas terá subido marginalmente, de 12 para 13 por cento, ao longo do período em causa.

grupos cujo contributo interessa considerar em conjunto. Nos resultados apresentados consideram-se três grupos de variáveis, a saber, características do estudante, medidas do contexto familiar e características da escola/recursos escolares (ver Quadro 1 para a sua enumeração). Com base na regressão de quantis não condicionados, desenvolvida em Fortin *et al.* (2009), é possível realizar uma decomposição em moldes muito semelhantes, relativamente a outros pontos da distribuição da variável dependente¹⁰.

A decomposição divide o diferencial no desempenho entre os ciclos do *PISA* em dois termos. O primeiro termo corresponde à parte que pode ser atribuída a diferenças nas variáveis incluídas na função de produção de educação, ou seja, às características dos estudantes, famílias e escolas em cada um dos ciclos. O segundo termo reflete a variação no retorno associado às variáveis, isto é, o diferencial no desempenho que prevaleceria se aquelas não se tivessem alterado de um ciclo para o outro. O diferencial no desempenho condicionado, que este segundo termo capta, pode ser interpretado como tendo origem no sistema educativo. Note-se que, relativamente ao primeiro termo, a parte que diz respeito aos regressores relacionados com a escola¹¹ admite uma interpretação semelhante (ver também a discussão no parágrafo seguinte sobre variáveis omitidas). Pretende-se excluir a influência dos fatores relacionados com o contexto familiar e também com o próprio processo de obtenção dos dados, nomeadamente a distribuição dos estudantes por anos letivos, incluída nas características dos estudantes. De notar que, em parte, tal distribuição pode ser endógena ao sistema educativo – na medida que está relacionada com a repetência. Contudo, nos dados que aqui se utilizam, não deverá ser este o efeito que predomina.

Um aspeto importante a ter em conta na interpretação da componente da decomposição relacionada com os coeficientes é que a variação do coeficiente do termo constante captará, entre outros, o efeito de alterações no nível das variáveis omitidas¹². As regressões explicativas dos resultados de testes de avaliação de alunos incluem diversas variáveis estatisticamente significativas, mas tipicamente não conseguem explicar toda a sua variabilidade (ver, por exemplo, Woessmann *et al.*, 2009, Capítulo 2, utilizando os dados do *PISA* para um conjunto alargado de países). O coeficiente de determinação indica que nas regressões dos mínimos quadrados para Portugal – que serviram de base à decomposição de Oaxaca-Blinder – cerca de metade da variância das pontuações permanece inexplicada. Isto deverá refletir, em primeiro lugar, a variabilidade nas capacidades dos estudantes; contudo, é de esperar que este fator se mantenha constante ao longo do tempo, pelo que não influenciará grandemente os resultados da decomposição. Tal não se aplica, porém, a outros fatores não-observáveis que se relacionam com a qualidade e a eficácia do ensino, como sejam, o papel dos professores na organização das aulas e na escolha dos métodos de aprendizagem. Esta é porventura a área pior coberta pelas variáveis disponíveis no *PISA*, onde não existem, por exemplo, medidas da experiência dos professores¹³. Contudo, ainda que a variação dos coeficientes esteja também a captar uma alteração neste tipo de variáveis ao longo dos ciclos do *PISA*, tal está de acordo com a interpretação da componente em causa como dizendo respeito a variações do desempenho atribuíveis ao sistema de ensino.

10 As expressões utilizadas no cálculo das decomposições são dadas na nota ao quadro 2 abaixo. A decomposição de Oaxaca-Blinder assenta no facto de o estimador dos mínimos quadrados num modelo linear $y = x\beta + u$ estimar o impacto (igual a β) no valor esperado não condicionado de y , $E(y)$, da variação de $E(x)$, tal como decorre de $E(y) = E(E(y|x)) = E(x)\beta$. De forma similar, na regressão de quantis não condicionados estima-se o impacto (digamos, γ) no quantil não condicionado de y , $Q(y)$, da variação de $E(x)$, isto é, $Q(y) = E(x)\gamma$. Note-se que esta propriedade não é partilhada pela regressão convencional de quantis condicionados de Koenker e Bassett (1978) porquanto, em geral, $Q(y) \neq E(Q(y|x))$. Daí que as decomposições com base nestas últimas regressões requeiram a simulação de distribuições contrafactuais o que, em particular, dificulta a obtenção da decomposição detalhada da contribuição dos regressores (ver Fortin *et al.*, 2011).

11 Com exceção das variáveis-indicador da localização das escolas.

12 Note-se que os coeficientes dos restantes regressores incluídos no modelo também se alterarão na medida em que exista correlação com as variáveis omitidas. Contudo, isto não levanta dificuldades no nosso contexto, porque na decomposição os coeficientes são considerados conjuntamente.

13 As bases de dados incluem variáveis relativas às qualificações dos professores, que, contudo, dada a sua reduzida variabilidade, têm pouco interesse para a análise.

4.2. Resultados

As decomposições da variação das pontuações em matemática e leitura na média e no primeiro e terceiro quartis são apresentadas nos quadros 2 e 3, respetivamente, para 2003-2006 e 2006-2009. De referir que é possível calcular uma subdivisão da contribuição dos coeficientes correspondente à das variáveis explicativas. Todavia, na presença de variáveis binárias como as que no nosso modelo resultam das categorias das habilitações literárias e ocupações parentais, os resultados não são invariantes relativamente à categoria omitida na regressão (ver, por exemplo, Oaxaca e Ransom, 1999). Na prática, tal invalida a interpretação desses resultados, pelo que estes não são apresentados.

A estabilização aproximada da média das pontuações obtidas pelos estudantes portugueses entre o *PISA* 2003 e 2006 em matemática e leitura, apresentada nos gráficos 1A e 1B no início deste estudo¹⁴, resulta de contribuições de sinal contrário dos coeficientes (positiva) e dos regressores (negativa), que aproximadamente se compensaram. Nos quartis passa-se um fenómeno idêntico, com exceção do primeiro no caso da leitura, onde o aumento do retorno associado às variáveis é diminuto e ocorreu uma clara redução no nível das pontuações. Tal redução é consistente com a maior percentagem de alunos nos níveis de proficiência mais baixos nesta matéria, apresentado no gráfico 2B. Na contribuição dos regressores pesam sobretudo as variáveis do estudante, de acordo com o aumento da proporção de estudantes a frequentarem o 9º ano no *PISA* 2006, e também graus mais atrasados, tal como é indicado pelo contributo ainda mais negativo das características do estudante no primeiro quartil da distribuição das classificações.

As variáveis da família têm um contributo aproximadamente nulo na média, tornando-se este negativo no terceiro quartil, o que poderá ter a ver com a diminuição da percentagem de pais com um grau terciário e uma ocupação intelectual/especializada. A parte da variação do desempenho imputável às variáveis da escola é positiva, nomeadamente nos escalões intermédios e superiores das pontuações, o que se relaciona com alterações em diversos regressores, como sejam o aumento das horas de aulas normais, a redução na autonomia na definição de programas e métodos de avaliação e, no caso da matemática, a maior percentagem de escolas privadas. No confronto entre os resultados do *PISA* 2003 e 2006, o quadro 2 revela uma perspetiva mais favorável do que os gráficos 1A e 1B. Com efeito, observa-se uma melhoria do retorno para as variáveis na generalidade dos escalões da distribuição das pontuações, ou seja, do desempenho condicionado (a que se soma um contributo positivo das variáveis da escola).

Na evolução das pontuações entre o *PISA* 2006 e 2009 (Quadro 3) verifica-se que, quer os coeficientes, quer os regressores, têm contribuições positivas, que assim se reforçam. Consequentemente, a melhoria das classificações associada aos coeficientes fica aquém da que se observa como um todo. Como seria de esperar, a parte da variação do desempenho atribuível às características do estudante é agora positiva, sendo a sua magnitude particularmente grande na metade inferior da distribuição das classificações. Por seu turno, a parte daquela variação que se relaciona com os coeficientes tem um perfil análogo, sendo o efeito conjugado uma melhoria mais pronunciada do desempenho nesse segmento da distribuição – o que está de acordo com a diminuição da percentagem de estudantes nos níveis de proficiência mais baixos, apresentada nos gráficos 2A e 2B. A contribuição das variáveis sócio-económicas é consistentemente positiva ao longo dos escalões das pontuações – o que decorre da melhoria verificada no *PISA* 2009 relativamente a estas variáveis – mas a sua magnitude é menos importante do que a das características do estudante. O impacto dos regressores da escola na variação das classificações é relativamente reduzido, em termos absolutos. O sinal deste impacto não é constante ao longo da distribuição das pontuações, no caso da matemática, enquanto, no caso da leitura, se apresenta negativo. Em particular, o aumento da proporção de escolas privadas (em 5 p.p.) que se infere

¹⁴ Os valores nos quadros (para o total) diferem ligeiramente dos subjacentes aos gráficos uma vez que, ao contrário das regressões, no cálculo destes últimos se utilizaram todas as observações. Com efeito, mesmo após o procedimento de imputação, há observações que permaneceram em falta relativamente às variáveis explicativas.

Quadro 2

	1º Quartil		Média		3º Quartil	
	Matemática	Leitura	Matemática	Leitura	Matemática	Leitura
Regressores (1)	-7.1	-7.3	-5.9	-6.1	-5.5	-7.5
	(-11.5,-2.5)	(-12.5,-1.6)	(-9.2,-2.5)	(-9.7,-2.4)	(-10.1,-1.7)	(-12.3,-3.8)
Estudante	-11.2	-12.6	-10.1	-10.2	-9.7	-9.7
	(-13.7,-8.9)	(-15.4,-9.7)	(-12.0,-8.2)	(-12.3,-8.1)	(-11.9,-7.5)	(-11.9,-7.8)
Família	2.2	3.1	-0.1	0.8	-3.5	-2.9
	(0.4,4.1)	(0.8,5.4)	(-1.4,1.1)	(-0.7,2.2)	(-5.1,-1.9)	(-4.8,-1.3)
Escola	2.0	2.2	4.3	3.3	7.7	5.1
	(-0.9,5.2)	(-1.5,6.0)	(2.3,6.3)	(1.2,5.7)	(4.2,10.5)	(1.9,8.0)
Coefficientes (2)	8.0	1.0	8.1	3.3	10.5	8.0
	(3.1,12.4)	(-4.9,6.3)	(4.8,11.2)	(-0.4,6.6)	(6.3,15.8)	(3.8,12.9)
Total (1+2)	0.9	-6.3	2.2	-2.8	5.0	0.5
	(-3.6,5.2)	(-11.4,-1.9)	(-1.1,5.6)	(-6.3,0.7)	(1.3,9.3)	(-3.1,4.1)

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: As decomposições são calculadas como $S(y_{it}) - S(y_{it0}) = (X_{it} - X_{it0})b_{it} + X_{it}(b_{it} - b_{it0})$, onde $t1$ e $t0$ indexam o ano, $S(y_{it})$ são as estatísticas relevantes das pontuações, X_{it} são as médias dos regressores (Quadro 1) e b_{it} são os coeficientes calculados através de regressões dos mínimos quadrados, no caso da média, e de quantis não condicionados (Fortin *et al.*, 2009), no caso dos quartis. As regressões são ponderadas, utilizando os ponderadores finais por aluno, e corridas separadamente para cada valor plausível. Intervalos de confiança *Bootstrap* a 95%, com base em 1000 replicações, entre parêntesis.

Quadro 3

	1º Quartil		Média		3º Quartil	
	Matemática	Leitura	Matemática	Leitura	Matemática	Leitura
Regressores (1)	16.9	13.9	15.2	11.7	14.2	6.9
	(12.4,21.2)	(9.3,18.7)	(11.8,18.6)	(8.3,15.0)	(9.4,18.0)	(2.9,10.5)
Estudante	16.7	16.3	12.0	11.3	7.3	6.4
	(14.0,19.2)	(13.8,19.0)	(10.1,13.7)	(9.5,13.0)	(6.0,8.6)	(5.2,7.5)
Família	2.0	2.6	2.3	2.8	3.0	3.0
	(0.8,3.4)	(1.4,3.9)	(1.1,3.4)	(1.8,3.8)	(1.6,4.7)	(1.7,4.4)
Escola	-1.9	-4.9	0.9	-2.4	3.8	-2.5
	(-5.2,1.3)	(-8.1,-1.4)	(-1.6,3.4)	(-4.6,-0.2)	(0.1,6.8)	(-5.8,0.7)
Coefficientes (2)	12.0	19.3	12.2	11.7	10.9	4.9
	(7.2,16.9)	(13.9,24.4)	(8.8,15.3)	(8.4,15.0)	(6.4,16.3)	(0.3,9.5)
Total (1+2)	28.9	33.2	27.4	23.4	25.1	11.8
	(24.7,32.7)	(28.5,37.8)	(24.3,30.4)	(20.2,26.2)	(21.1,29.0)	(8.1,15.5)

Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Ver nota do quadro 2.

para a população em 2009 e que, como se referiu, poderá ter a ver com o processo de amostragem, tem pouca influência na variação do desempenho. Com efeito, o coeficiente do indicador de escola privada em 2009, que serve de base à decomposição, tem uma magnitude muito reduzida – especialmente na média (ver a próxima secção).

Com a ressalva de se estar a considerar um período de tempo não muito longo, a evidência obtida indica uma melhoria do desempenho condicionado dos estudantes nas duas edições mais recentes do *PISA*, que pode ser atribuída ao sistema de ensino. Entre os fatores que, de forma tentativa, se poderão avançar para explicar tal evolução, afigura-se como particularmente importante a introdução gradual dos exames nacionais¹⁵. A literatura da economia da educação sustenta que os exames transversais, externos às escolas, são um meio muito eficaz na criação de incentivos favoráveis ao sucesso escolar

¹⁵ No final do ensino secundário, ainda na década de 90, e do ensino básico, desde 2005. Têm-se ainda realizado provas de aferição no final dos 4º e 6º anos, mas que não têm consequências para a avaliação dos alunos.

para os diversos intervenientes. Por um lado, constituem um mecanismo de responsabilização das escolas, dos professores e dos alunos e, ao mesmo tempo, permitem a tomada de decisões informadas por parte dos agentes. Estudos empíricos abrangendo conjuntos de países que se têm debruçado sobre este tema concluem por um melhor desempenho dos estudantes nos sistemas de ensino com exames transversais, comum aos diversos pontos da distribuição do mesmo e contextos familiares (ver, por exemplo, Woessmann, 2002).

5. Desempenho nas escolas públicas e privadas nos ciclos do PISA

Os resultados do PISA podem ser utilizados para fazer um confronto entre as classificações dos estudantes nos estabelecimentos de ensino público e privado, e indiretamente avaliar a qualidade do ensino aí ministrado. Neste contexto, os dados do programa têm a vantagem de serem acompanhados de informação sobre o estatuto sócio-económico do estudante, podendo tal informação ser tomada em conta na análise. Ao mesmo tempo, a disponibilidade de dados para os três ciclos permite examinar o assunto em questão de forma mais fundamentada.

Nesta análise restringimos a atenção aos estudantes no 10º ano de escolaridade (que constitui o grupo mais numeroso), como forma de garantir que as conclusões não são afetadas pela diferente distribuição por graus dos alunos nos estabelecimentos de ensino públicos e privados. Começamos por apresentar, nos gráficos 3A e 3B, a diferença entre os dois tipos de escolas relativamente a algumas estatísticas descritivas das classificações.

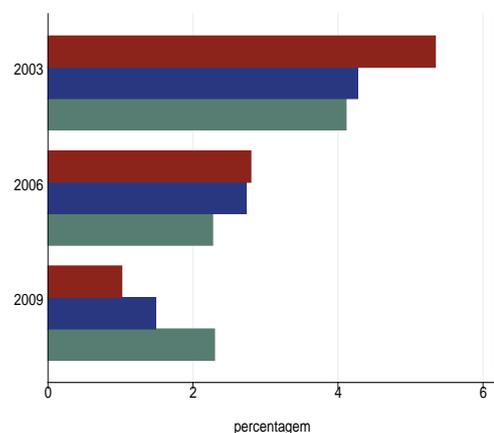
No que se refere às pontuações em matemática, as escolas privadas têm superado as escolas públicas ao longo dos ciclos do PISA, quer na média, quer nos quartis. Contudo, tem havido um movimento de aproximação entre as pontuações nos dois tipos de escolas, o qual se fica fundamentalmente a dever à melhoria das classificações dos alunos dos estabelecimentos de ensino públicos. No PISA 2009 o diferencial é já relativamente pequeno (em torno de 2 por cento), e encontra-se no limiar da significância estatística. Esta tendência de aproximação tem sido mais vincada nos escalões inferiores, e inverteu o perfil de desigualdade ao longo da distribuição de 2003 para 2009: enquanto no PISA 2003 o diferencial era mais elevado na parte inferior da distribuição, no PISA 2009 tal acontece na parte superior da mesma. Relativamente às classificações em leitura, o diferencial nas classificações entre escolas privadas e públicas no ciclo de 2006 é negativo (mas, em termos estatísticos, claramente não significativo) e atípico relativamente aos ciclos de 2003 e 2009. Uma possibilidade seria a amostra de escolas privadas ter sido particularmente desfavorável nesse ano (a média das classificações que se infere para a população das mesmas cai relativamente a 2003), porém tal conjectura não é corroborada pelos resultados em matemática. Sendo o diferencial em 2009 positivo mas relativamente pequeno, pode-se concluir pela existência de pouca disparidade no desempenho em leitura entre os estabelecimentos de ensino públicos e privados, nos dois ciclos mais recentes do PISA.

Para finalizar, considera-se o diferencial entre as escolas privadas e públicas relativamente às mesmas estatísticas da distribuição das pontuações, mas condicionando a inferência ao contexto familiar. Os gráficos 4A e 4B apresentam os coeficientes do indicador de escola privada em regressões dos mínimos quadrados e de quantis¹⁶, em que as pontuações figuram como a variável dependente e se controla para as variáveis sócio-económicas e a localização da escola. Como seria de esperar, em geral os diferenciais controlando para a composição sócio-económica, mais favorável nas escolas privadas, reduzem-se comparativamente aos apresentados nos gráficos 3A e 3B. Contudo, tal redução não é uniforme ao longo dos três ciclos do PISA considerados, sendo mais substancial em 2003 e 2009 do que em 2006. Com efeito, nesta última edição verifica-se que a referida composição é mais homogénea entre os dois grupos de escolas.

¹⁶ Neste exercício utilizaram-se regressões de quantis de Koenker e Basset (1978), uma vez que interessa agora apurar o efeito das alterações nos regressores sobre os quantis da distribuição condicionada das classificações.

Gráfico 3A

DESEMPENHO EM MATEMÁTICA NO ENSINO PÚBLICO E PRIVADO (ALUNOS NO 10º ANO DE ESCOLARIDADE) | PONTUAÇÕES NAS ESCOLAS PRIVADAS RELATIVAMENTE ÀS PÚBLICAS, DIFERENÇA PERCENTUAL NO 1º QUARTIL (A VERMELHO), NA MÉDIA (A AZUL) E NO TERCEIRO QUARTIL (A VERDE)

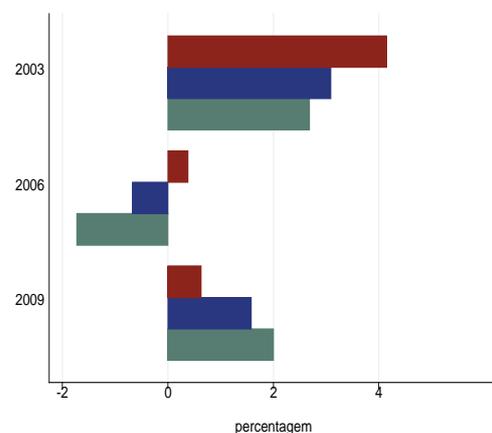


Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Baseado no coeficiente da variável-indicador de escola privada em regressões (ponderadas) dos mínimos quadrados e de quantis condicionados (Koenker e Bassett, 1978), incluindo também a constante como regressor.

Gráfico 3B

DESEMPENHO EM LEITURA NO ENSINO PÚBLICO E PRIVADO (ALUNOS NO 10º ANO DE ESCOLARIDADE) | PONTUAÇÕES NAS ESCOLAS PRIVADAS RELATIVAMENTE ÀS PÚBLICAS, DIFERENÇA PERCENTUAL NO 1º QUARTIL (A VERMELHO), NA MÉDIA (A AZUL) E NO TERCEIRO QUARTIL (A VERDE)



Fonte: Cálculos do autor.

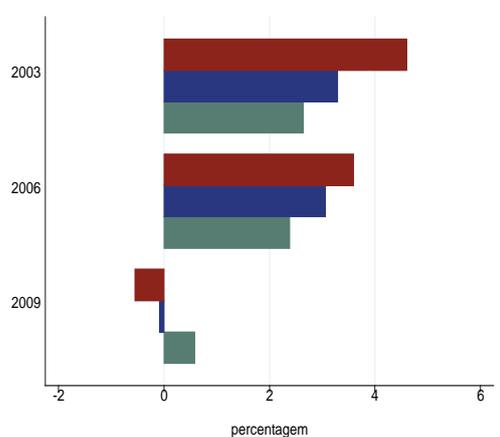
Nota: Baseado no coeficiente da variável-indicador de escola privada em regressões (ponderadas) dos mínimos quadrados e de quantis condicionados (Koenker e Bassett, 1978), incluindo também a constante como regressor.

No que se refere às pontuações em matemática (Gráfico 4A), o diferencial entre escolas privadas e públicas, uma vez controlando para o contexto familiar, afigura-se semelhante nos ciclos de 2003 e 2006, visto que a «correção» da influência deste contexto é mais importante em 2003. Por outro lado, em 2009, aquele diferencial praticamente desaparece (tornando-se ainda estatisticamente não significativo). Os resultados em leitura (Gráfico 4B) reforçam a interpretação de que as classificações nas escolas públicas e privadas diferiram pouco nas últimas duas realizações do programa: os diferenciais são, exceto para o 3º quartil em 2006, de magnitude muito reduzida e estatisticamente não significativos.

Em conclusão, alguma indicação de um desempenho superior dos alunos das escolas privadas em edições mais antigas do *PISA* tem-se vindo a esbater. No ciclo de 2009, em particular, não há diferença relevante entre as pontuações nas escolas privadas e públicas, quer em matemática, quer em leitura, controlando para o estatuto sócio-económico dos estudantes. Uma qualificação relativamente a toda esta análise diz respeito ao facto de a amostra conter um número pequeno de escolas privadas, podendo as conclusões ser perturbadas por uma não representatividade daquelas que são selecionadas. Assim, poderá ser problemático extrapolar para o universo dos estudantes relativamente à questão em causa. Acrescente-se que nos exames nacionais do 9º ano têm-se registado, mesmo em anos recentes, diferenças mais expressivas entre o desempenho dos estudantes nos estabelecimentos de ensino privado e público do que as apresentadas nos gráficos 3A e 3B. Com efeito, nos exames nacionais de 2009, as pontuações médias das escolas privadas superaram em cerca de 9 e 16 por cento as das escolas públicas, respetivamente, no português e na matemática (Jornal Público, 2009).

Gráfico 4A

DESEMPENHO EM MATEMÁTICA NO ENSINO PÚBLICO E PRIVADO (ALUNOS NO 10º ANO) - CONTEXTO FAMILIAR CONSTANTE | PONTUAÇÕES NAS ESCOLAS PRIVADAS RELATIVAMENTE ÀS PÚBLICAS, DIFERENÇA PERCENTUAL NO 1º QUARTIL (A VERMELHO), NA MÉDIA (A AZUL) E NO 3º QUARTIL (A VERDE)

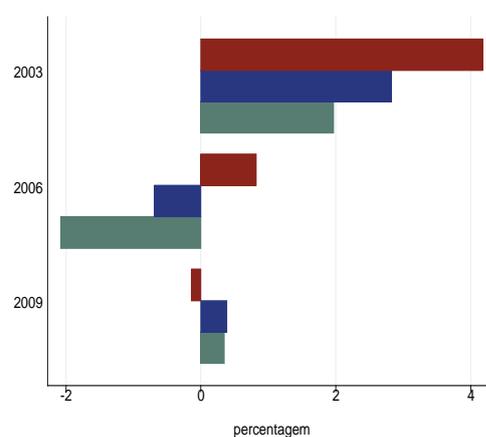


Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Baseado no coeficiente da variável-indicador de escola privada em regressões (ponderadas) dos mínimos quadrados e de quantis condicionados (Koenker e Bassett, 1978), incluindo também as variáveis sócio-económicas, os indicadores de localização da escola e a constante como regressores.

Gráfico 4B

DESEMPENHO EM LEITURA NO ENSINO PÚBLICO E PRIVADO (ALUNOS NO 10º ANO) - CONTEXTO FAMILIAR CONSTANTE | PONTUAÇÕES NAS ESCOLAS PRIVADAS RELATIVAMENTE ÀS PÚBLICAS, DIFERENÇA PERCENTUAL NO 1º QUARTIL (A VERMELHO), NA MÉDIA (A AZUL) E NO 3º QUARTIL (A VERDE)



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Baseado no coeficiente da variável-indicador de escola privada em regressões (ponderadas) dos mínimos quadrados e de quantis condicionados (Koenker e Bassett, 1978), incluindo também as variáveis sócio-económicas, os indicadores de localização da escola e a constante como regressores.

6. Conclusões

Este estudo apresenta uma análise da evolução das classificações dos estudantes portugueses nos ciclos do *PISA* de 2003, 2006 e 2009. As principais conclusões são as seguintes.

- Depois de uma relativa estabilização entre as edições de 2003 e 2006, as classificações dos alunos portugueses aumentaram consideravelmente na edição de 2009, tanto em matemática como em leitura. Tal aumento permitiu uma progressão para posições intermédias no ranking dos países da União Europeia, especialmente na segunda daquelas matérias.
- As alterações nos determinantes das classificações entre os ciclos do *PISA* têm influenciado bastante as mesmas, designadamente no que respeita às variáveis do contexto familiar e, com maior intensidade, à distribuição dos alunos por anos de escolaridade.¹⁷ Tais alterações são causadas, em parte, pela utilização de métodos amostrais na obtenção dos dados.
- Mantendo as características dos estudantes e o contexto familiar constantes, ocorreu uma melhoria continuada das pontuações ao longo dos ciclos do *PISA* considerados, que pode ser atribuída ao sistema de ensino. O impacto positivo da variação do retorno para as variáveis foi, no ciclo de 2006 relativamente a 2003, contrabalançado pelas alterações desfavoráveis na distribuição dos alunos por anos de escolaridade e no contexto familiar. Pelo contrário, entre o *PISA* 2006 e 2009, as duas componentes reforçaram-se originando um forte aumento das classificações.

¹⁷ Tal recomenda que a comparação, mesmo em termos descritivos, dos resultados do *PISA* em diversas edições deva ser feita segundo o ano de escolaridade dos alunos, como forma simples de controlar para as alterações verificadas.



- Uma análise das pontuações dos alunos nas escolas públicas e privadas no *PISA* indica uma tendência para o esbatimento das diferenças nas classificações dos alunos entre os estabelecimentos de ensino dos dois tipos. Contudo, dado o número reduzido de escolas privadas na amostra, a extrapolação destas conclusões para o universo dos estudantes afigura-se problemática.

Bibliografia

- Fortin, Nicole, Thomas Lemieux e Sergio Firpo (2009). "Unconditional quantile regressions". *Econometrica*, 77(3): 953–973.
- Fortin, Nicole, Thomas Lemieux e Sergio Firpo (2011). "Decomposition Methods in Economics", in *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter e D. Card (eds.), Part 1, Volume 4A. Amsterdam: North-Holland.
- Gebhardt, Eveline e Raymond Adams (2007). "The influence of equating methodology in reporting trends in PISA", *Journal of Applied Measurement*, 8(3): 305-322.
- GEPE (2010). *A Educação em Números – Portugal 2010*. Lisboa: Gabinete de Estatística e Planeamento da Educação.
- GEPE (2011). *Estatísticas da Educação – Anos Letivos de 2005/06 a 2008/09*, quadros disponíveis online em <http://estatisticas.gepe.min-edu.pt/index.jsp>. Lisboa: Gabinete de Estatística e Planeamento da Educação.
- GIASE (2006). *Séries Cronológicas, Alunos – 1985-2005*. Lisboa: Gabinete de Informação e Avaliação do Sistema Educativo.
- Jornal Público (2009). *Ranking, Ensino Básico e Secundário*. Suplemento à edição de 17 de outubro de 2009.
- Koenker, Roger e Gilbert Basset (1978). "Regression quantiles". *Econometrica*, 46(1): 33–50.
- Oaxaca, Ronald L. e Michael R. Ransom (1999). "Identification in detailed wage decompositions". *Review of Economics and Statistics*, 81(1): 154-157.
- OCDE (2005). *PISA 2003 Technical Report*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
- OCDE (2009a). *PISA 2006 Technical Report*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
- OCDE (2009b). *PISA Data Analysis Manual*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
- OCDE (2010). *PISA 2009 Results: Learning trends – Changes in Student Performance since 2000*. Volume V. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
- OCDE (2011). *PISA 2009 Technical Report (preliminary version)*, disponível online em <http://www.oecd.org/>. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
- Pereira, Manuel C. (2010). "Desempenho educativo e igualdade de oportunidades em Portugal e na Europa: o papel da escola e a influência da família". Banco de Portugal, *Boletim Económico – Inverno*.
- Woessmann, Ludger (2002). "How central exams affect educational achievement: international evidence from TIMSS and TIMSS-Repeat". *Harvard University Program on Education Policy and Governance Working Paper No. PEPG/02-10*.
- Woessmann, Ludger, Elke Luedemann, Gabriela Schuetz, e Martin West (2009). *School Accountability, Autonomy and Choice around the World*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.

Apêndice 1. Definição das variáveis explicativas calculadas pelo autor

Recursos educativos em casa. Índice calculado com base nas respostas do aluno a seis questões sobre a posse de: uma mesa para estudo, um lugar tranquilo para estudar, um computador para trabalhos escolares, *software* educativo, livros que auxiliem nos trabalhos escolares e um dicionário.

Amplitude dos graus de escolaridade. Calculado como a diferença entre o grau máximo e o grau mínimo ministrados pela escola.

Autonomia na alocação de recursos. Índice calculado com base nas respostas da escola a seis questões sobre a responsabilidade quanto: à contratação dos professores, ao despedimento dos professores, à fixação do salário inicial, à fixação dos aumentos salariais, à formulação do orçamento global da escola, e a alterações na alocação orçamental entre rubricas.

Autonomia de programas e avaliação. Índice calculado com base nas respostas da escola a quatro questões sobre a responsabilidade quanto: à definição dos métodos de avaliação dos alunos, à escolha dos livros, à determinação do currículo dos cursos, e aos cursos oferecidos.