

EFICIÊNCIA DAS ESCOLAS SECUNDÁRIAS PORTUGUESAS: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA DE PRODUÇÃO ESTOCÁSTICA*

Manuel Coutinho Pereira**

Sara Moreira**

1. INTRODUÇÃO

As classificações obtidas pelos estudantes nos exames nacionais do ensino secundário têm sido objecto de bastante atenção pública, o que desde logo se justifica pelo seu peso nos critérios de avaliação dos alunos e de acesso ao ensino superior. Tais classificações têm também sido utilizadas para aferir o desempenho das escolas portuguesas que leccionam o ensino secundário. O objectivo deste trabalho é realizar uma análise mais aprofundada desse desempenho, empregando a metodologia da fronteira de produção estocástica no estudo dos seus determinantes e, mais geralmente, da eficiência na utilização dos recursos pelas escolas. A investigação apresentada neste artigo demarca-se de uma análise baseada em *rankings* de escolas elaborados unicamente com base nas classificações médias dos alunos, a qual não tem em conta a quantidade de recursos utilizada, nem o impacto de outros factores como o meio em que a escola se insere.

A decisão de investir em escolaridade é, antes de mais, do estudante e da sua família, com base nos custos e nos benefícios esperados. Contudo, tal decisão tem importantes externalidades para a sociedade como um todo, na medida em que a qualidade do capital humano é um factor fundamental por detrás do aumento sustentado da produtividade do trabalho. No caso português, o hiato na qualificação da força de trabalho relativamente a outras economias desenvolvidas, espelhado em indicadores do nível educacional da população bastante abaixo da média, é apontado como o principal obstáculo estrutural a um maior crescimento económico no longo-prazo. Esta questão é ainda mais relevante porquanto aqueles indicadores coexistem com níveis de despesa pública em educação relativamente elevados quando comparados com outros países. Neste contexto, a investigação sobre a função de produção das escolas portuguesas, e a alocação de recursos nesta área, é plenamente justificada.

A análise de fronteira de produção estocástica (FPE) baseia-se no conceito microeconómico de função de produção que representa a produção máxima que se pode obter dada uma certa quantidade de recursos. A transposição desta metodologia para a área da educação, ainda que relativamente simples em termos teóricos, enfrenta muitos desafios enquanto aplicação empírica. As dificuldades surgem, desde logo, na medição dos resultados do processo educativo e na multiplicidade de factores que influenciam a aprendizagem dos alunos. Algumas características dos professores, a interacção com os colegas ou as capacidades inatas são exemplos de factores relevantes e de difícil incorporação num modelo empírico. Adicionalmente, a relação entre *inputs* e *output* é complexa e apenas pode ser sumariada numa função de produção de forma imperfeita. Estas dificuldades têm sido analisadas em detalhe pela literatura da economia da educação, e serão referidas ao longo do artigo.

* Este artigo sumaria a investigação apresentada em Pereira e Moreira (2007). Os leitores são remetidos para esta referência para mais detalhes, nomeadamente quanto aos dados e aos resultados econométricos. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade dos autores não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal.

** Departamento de Estudos Económicos.

A maioria dos estudos sobre a eficiência na produção de educação emprega metodologias não paramétricas como o *Data Envelopment Analysis* e o *Free Disposable Hull* (FDH), algumas vezes complementadas com análise de regressão (ver, por exemplo, Bessent *et al.* (1982), Ray (1991) e Ruggiero (1996)). Também a FPE já foi utilizada neste contexto, como em Mizala *et al.* (2002). Esta técnica é mais exigente em termos de pressupostos, na medida em que obriga a uma especificação da forma funcional para a função de produção, mas é menos sensível à presença de *outliers* e possibilita a realização de inferência estatística. Estes dois últimos aspectos levaram-nos a optar pela metodologia da FPE para este estudo.

São muito raras as aplicações do tipo função de produção utilizando dados micro na área da educação para Portugal. A maioria dos trabalhos existentes faz uma análise a um nível muito agregado, designadamente para grupos de países incluindo Portugal, realizando um estudo não paramétrico da eficiência com base em indicadores globais de desempenho e de utilização de recursos. É o caso de Clements (1999) e Afonso e St. Aubyn (2005) que apresentam *rankings* de países da OCDE. De referir que Clements (1999) é uma referência importante na medida em que faz uma apreciação crítica de alguns aspectos do sistema educativo português. No que respeita a estudos a um nível mais desagregado, apenas temos conhecimento de Oliveira e Santos (2005) que aplica o FDH a dados detalhados para uma pequena amostra de escolas secundárias públicas, medindo a produção pela taxa de aproveitamento escolar. Carneiro (2006) ainda que com uma metodologia diferente - regressão dos mínimos quadrados seguida de decomposição da variância - investiga a ligação entre o aproveitamento dos estudantes e variáveis relativas à escola e à família, explorando a base de dados do *Programme for International Student Assessment* (PISA) 2000 da OCDE. O presente estudo difere dos referidos, não só no que respeita à metodologia, mas também à utilização dos exames nacionais como indicador do desempenho e à inclusão da quase totalidade das escolas secundárias portuguesas, tanto públicas como privadas.

Este artigo encontra-se organizado da seguinte forma. Na Secção 2 é feita referência a diversos indicadores relativos à educação secundária em Portugal, enquanto na Secção 3 é descrita a metodologia da FPE. Na Secção 4 tecem-se algumas considerações sobre a especificação da função de produção de educação e sobre os dados relevantes neste tipo de estudo, quer em termos genéricos, quer no contexto do ensino secundário em Portugal. Na Secção 5 é feita a análise dos resultados económicos, salientando-se a forma como as variáveis relativas à escola e ao ambiente socio-económico influenciam o desempenho. É dada especial atenção à eficiência das escolas públicas em comparação com as suas congéneres do sector privado. Também se explora o uso da metodologia da FPE na construção de *rankings* de escolas com base no respectivo nível de eficiência, em alternativa aos baseados unicamente nas classificações dos alunos nos exames nacionais. Na Secção 6 são apresentadas as conclusões.

2. O ENSINO SECUNDÁRIO EM PORTUGAL

No sistema educativo português, o ensino secundário¹ compreende três anos lectivos, 10º, 11º e 12º, complementando o ensino básico (este último com a duração de nove anos, organizados em três ciclos). A frequência do nível secundário não é obrigatória. Os currículos variam em função da área de estudos escolhida pelo aluno como, por exemplo, ciências naturais, artes, humanísticas e ciências socio-económicas. Por outro lado, existe uma separação entre cursos predominantemente orientados para o prosseguimento dos estudos e cursos orientados para a vida activa. A conclusão do 12º

(1) Neste trabalho designam-se genericamente as escolas com ensino secundário por "escolas secundárias", embora aquelas também incluam as escolas básicas (2º e 3º ciclo) com cursos secundários e as escolas secundárias com cursos básicos (3º ciclo). No entanto, a análise diz sempre respeito somente ao ensino secundário.

ano de escolaridade depende parcialmente das classificações nos exames nacionais, que constituem o único elemento de avaliação dos alunos que não é interno à escola.

No Quadro 1 são apresentados para Portugal e, em alguns casos, para a média dos países da OCDE, indicadores relativos aos alunos matriculados e à utilização de recursos no ensino secundário. Num contexto de envelhecimento da população, o número de alunos matriculados nos cursos secundários tem vindo a diminuir de forma continuada desde 1995. Esta queda da população escolar tem ocorrido em paralelo com a estabilização da taxa de escolarização real (proporção dos alunos matriculados num dado grau em idade normal para a sua frequência, relativamente à população total com aquele nível etário) em torno dos 60 por cento ao longo da última década. A maioria dos alunos frequenta escolas públicas ainda que, nos últimos anos, o peso das escolas privadas tenha aumentado substancialmente. Devido às elevadas taxas de abandono escolar e de reprovação, uma parte importante dos estudantes do ensino secundário é constituída por adultos que frequentam cursos especiais, nomeadamente o ensino recorrente (substituto do antigo ensino nocturno). Nesta modalidade os cursos estão desenhados para aqueles que abandonaram a escola sem completar o ensino secundário.

Em 2003, último ano para o qual existe informação permitindo comparações internacionais, a despesa com o ensino secundário representava cerca de 1.2 por cento do PIB em Portugal, ligeiramente abaixo da média da OCDE. Em termos de despesa *por estudante*, Portugal apresentava também um valor aquém da média, embora em relação ao PIB *per capita* português, cujo hiato face ao valor médio da OCDE é mais significativo, tal representasse um esforço acima da média. No que respeita à composição da despesa, é de salientar o grande peso dos encargos com os salários dos professores no total. Este indicador reflecte sobretudo um valor muito alto do rácio professor-aluno em Portugal no contexto dos países da OCDE, comum aos vários graus de ensino não superior, e também o facto de os professores auferirem salários relativamente elevados em relação ao PIB *per capita*. Em contraste, as outras despesas correntes e as despesas de capital representam uma fracção reduzida do total dos gastos. Por exemplo, o número de computadores por estudante era, em 2003, um dos mais baixos entre os países da OCDE (OECD(2006)). Clements (1999) apresenta algumas indicações de que

Quadro 1

	PORTUGAL				OCDE
	1989/90	1994/95	1999/00	2003/04	2003
População escolar*	309 568	457 194	417 705	382 212	-
por natureza da escola (%)					
escolas públicas	92.3	87.5	84.9	82.4	79.5
escolas privadas	7.7	12.5	15.1	17.6	20.5
por modalidade de ensino (%)					
ensino regular	83.8	82	87.1	79.5	-
ensino nocturno / recorrente	16.2	18	12.9	20.5	-
Despesa total em % do PIB** ^(a)	-	-	1.2	1.2	1.4
Despesa por estudante					
em dólares US (ajustado PPP)** ^{(a),(b)}	-	-	5, 422	6, 022	7, 582
em % do PIB per capita** ^{(a),(b)}	-	-	32	34	28
peso das despesas com professores (%)** ^{(a),(b),(c)}	-	-	-	78.3	58.4
Professores por 100 alunos** ^{(d),(e)}	-	-	12.7	13.7	7.9
escolas públicas	-	-	-	13.2	7.7
escolas privadas	-	-	-	16.4	8.6
Professores com licenciatura (%)** ^(f)	68.6	75.9	85.8	-	-
Professores do quadro (%)** ^(f)	56.6	69.7	75.7	82.3	-

Fontes: * Ministério da Educação (2003, 2004), ** OECD (2002, 2006)

Notas: (a) Os dados para Portugal referem-se a 1999 e 2003. (b) Os dados para Portugal apenas incluem as escolas públicas. (c) Os dados referem-se ao ensino não universitário. (d) Medidos em equivalentes a tempo completo; inclui apenas escolas secundárias de Portugal continental. (e) Os dados para Portugal referem-se a 2000 e 2004 e, para a média dos países da OCDE, a 2004. (f) Abrange professores do ensino secundário e do terceiro ciclo do ensino básico; inclui apenas escolas públicas de Portugal continental.

o volume das despesas com pessoal tem inibido o crescimento das despesas em material de ensino e infra-estruturas. Um aspecto adicional que vale a pena realçar é a melhoria das qualificações académicas dos professores do ensino público desde o início dos anos 90, que ocorreu em paralelo com um aumento considerável da proporção de professores com vínculo.

Os níveis de escolaridade da população portuguesa têm vindo a melhorar nas gerações mais recentes, mas continuam bastante abaixo da média da OCDE. Em 2004, menos de 25 por cento da população portuguesa com idades entre os 35 e os 54 anos tinha completado o ensino secundário. Considerando o grupo etário dos 25 aos 34 anos, tal proporção subia para 40 por cento, todavia, o número correspondente para a média da OCDE era superior a 75 por cento. O desempenho dos estudantes portugueses em estudos internacionais recentes tem sido relativamente fraco. Por exemplo, no programa PISA 2003 da OCDE, Portugal ocupou em literacia matemática a 25ª posição entre 29 países.

Dado que a generalidade dos indicadores de recursos financeiros para Portugal não se encontram muito abaixo da média da OCDE (ou mesmo acima, quando tomados relativamente do PIB *per capita*), enquanto os indicadores de desempenho são geralmente maus, não será surpreendente que estudos como Clements (1999) e Afonso e St. Aubyn (2005) concluam que Portugal atinge resultados fracos no sector da educação tendo em conta os recursos que emprega. Esta situação torna-se ainda mais evidente quando se utilizam indicadores de recursos físicos, como o rácio professor-aluno.

3. A METODOLOGIA DA FRONTEIRA DE PRODUÇÃO ESTOCÁSTICA

3.1. Modelo básico

A metodologia da FPE caracteriza-se por adicionar à função de produção um termo de erro com duas componentes: uma que mede a ineficiência técnica e outra que representa a influência dos efeitos aleatórios (ver, por exemplo, Kumbhakar e Lovell (2000)). Assim, a formulação básica pode ser representada como

$$y_i = f(x_i, \beta) ET_i e^{v_i}, \quad (1)$$

onde y_i é a produção da unidade i , x_i é o vector dos recursos; β é o vector dos $K+1$ parâmetros da tecnologia a estimar e $f(x_i, \beta)$ é a fronteira de produção determinística. A variável e^{v_i} representa os choques aleatórios afectando o produtor i , sendo a fronteira de produção estocástica dada por $f(x_i, \beta) e^{v_i}$. Finalmente, ET_i é o indicador de eficiência por referência à produção da unidade i , calculado como o rácio entre a produção observada e a máxima possível, dada pela fronteira de produção estocástica. A unidade i obtém a produção máxima para um dado nível de recursos quando $ET_i = 1$, de outra forma $0 < ET_i < 1$, e a unidade é ineficiente.

Para se estimar o modelo (1) é necessário especificar a forma funcional de $f(\cdot)$, que frequentemente se assume ser uma Cobb-Douglas. Neste caso, e definindo $ET_i = e^{-u_i}$ com $u_i \geq 0$ para garantir que $ET_i < 1$, o modelo (em logaritmos) é dado por

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum \beta_k \ln x_{ki} + v_i - u_i, \quad (2)$$

onde se assume que v_i é simétrica. O termo de erro $\varepsilon_i = v_i - u_i$ é assimétrico negativo, visto ser composto por um "resíduo" que assume valores positivos e negativos e um termo de ineficiência não ne-

gativo. O modelo (2) pode ser estimado pelo método da máxima verosimilhança² formulando hipóteses quanto às distribuições de v_i e u_i . A especificação inicialmente proposta na literatura assume que: (a) v_i tem uma distribuição normal com média nula e variância σ_v^2 ; (b) u_i é uma truncagem à esquerda em zero de uma distribuição normal com média nula e variância σ_u^2 ; (c) v_i e u_i são independentes entre si e dos regressores. Posteriormente, foram sugeridas outras especificações para a distribuição de u_i , nomeadamente, uma média μ (diferente de zero) para a distribuição subjacente à truncagem. Esta generalização, muito usual na literatura empírica, tem a vantagem de modelar o termo de ineficiência com moda positiva em vez de nula, adaptando-se melhor ao caso de produtores com níveis da ineficiência afastados de zero.

Previamente à maximização da função de verosimilhança, é introduzida tipicamente uma reparametrização do tipo $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ e $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$. O parâmetro γ mede a importância relativa das variâncias de u_i e de v_i . Note-se que, se $\sigma_v^2 \rightarrow +\infty$ e/ou $\sigma_u^2 \rightarrow 0$, então $\gamma \rightarrow 0$, caso em que a fronteira de produção seria constituída pela fronteira determinística e pelo ruído simétrico. Os parâmetros (σ^2, γ, μ) são estimados conjuntamente com os parâmetros do vector β relativos à tecnologia. Refira-se que, no contexto desta metodologia, assume particular importância um teste à significância de γ visto que, no caso de a hipótese nula $\gamma = 0$ ser aceite, a análise de fronteira estocástica deixa de ser necessária e os parâmetros em β podem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados.

Após a estimação, é possível obter o termo de erro composto para cada produtor ($\hat{\varepsilon}_i$), o qual é utilizado para obter os respectivos preditores da eficiência técnica (ET_i). Estes preditores são sempre baseados na distribuição de u_i condicionada ao valor assumido por ε_i . Neste artigo é usado o que foi proposto em Battese e Coelli (1988) que toma a estimativa do valor esperado da exponencial do simétrico daquela variável, isto é, $E(e^{-u_i} | \varepsilon_i)$ (relembre-se que $ET_i = e^{-u_i}$).

3.2. Incorporação de influências “exógenas” sobre a eficiência

A metodologia da FPE pode compreender dois aspectos. O primeiro diz respeito à estimação da fronteira de produção estocástica que serve como referência para a estimação da eficiência técnica, tal como foi explicado na secção precedente. O segundo refere-se à incorporação de variáveis “exógenas” que não estão sob a discricionariedade do produtor, mas que se repercutem no seu desempenho (na literatura, esta situação é por vezes designada de heterogeneidade dos produtores), como pode ser o caso de variáveis que caracterizam o ambiente em que a produção se desenrola. Tais variáveis não influenciam a forma e/ou a localização da fronteira de produção (isto é, a tecnologia) mas determinam a que distância os produtores se encontram da mesma.

A incorporação de factores que influenciam a eficiência foi inicialmente levada a cabo numa espécie de segundo passo, depois de se estimar a fronteira de produção no primeiro, considerando uma regressão dos ET_i estimados sobre um conjunto de variáveis explicativas. Esta abordagem é incorrecta do ponto de vista econométrico (Kumbhakar e Lovell (2000)), pelo que foram sugeridas na literatura várias alternativas para incorporar estes efeitos de forma apropriada. Aquela que este artigo segue foi introduzida por Battese e Coelli (1993) e assume que u_i é uma truncagem à esquerda em zero de uma variável normal com média $\mu_i = \delta_0 + \sum \delta_m z_{mi}$ (e variância σ_u^2), onde z_{mi} são M variáveis específicas ao produtor i que determinam a ineficiência. No caso de apenas δ_0 ser estatisticamente diferente de zero, tem-se $\mu_i = \delta_0$ para todos os produtores, e esta especificação reduz-se ao modelo apresentado na secção precedente. A estimação pode também ser feita pelo método da máxima verosimilhança.

(2) A estimação da equação (2) por mínimos quadrados é consistente para os β 's excepto β_0 , visto que $E(\varepsilon_i) \leq 0$.

Na modelação de variáveis não sujeitas à discricionariedade do produtor, a respectiva colocação na média da ineficiência ou na função de produção é, frequentemente, uma questão de julgamento. Por exemplo, variáveis relacionadas com o ambiente podem ter poder explicativo para a tecnologia. Os resultados econométricos nem sempre são úteis nesta decisão. Com efeito, se uma variável relevante para a tecnologia é omitida na função de produção, as unidades que a utilizam mais intensivamente vão tipicamente aparecer mais eficientes. Como os preditores da eficiência foram estimados não controlando para essa variável (ver Secção 3.3), esta terá poder explicativo para a eficiência. Assim, em casos de classificação dúbia, devem ser testadas especificações alternativas.

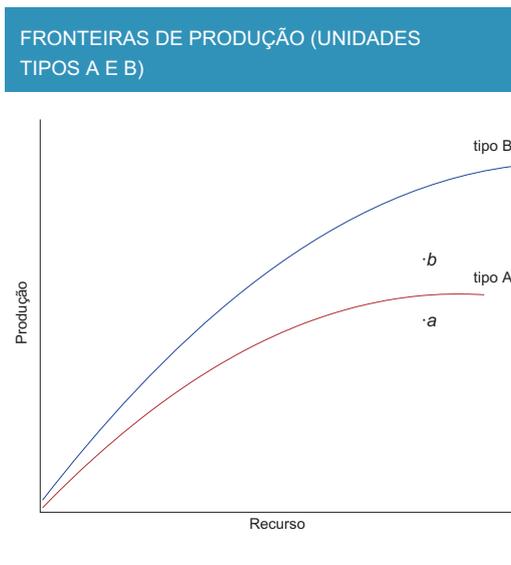
3.3. Especificação do modelo e medição da eficiência

A metodologia da FPE possibilita a estimação de preditores que, por definição, medem a eficiência controlando para as variáveis incluídas na fronteira de produção. Contudo, do ponto de vista da interpretação dos preditores pode não ser desejável controlar para algumas dessas variáveis. Para se entender melhor esta questão, é útil distinguir duas categorias de regressores na função de produção: *inputs* em sentido estrito e *inputs* em sentido lato. A primeira categoria inclui factores produtivos tais que a variação da sua quantidade ou qualidade se repercute de forma evidente nos custos de produção, pelo que faz sempre sentido controlar para os mesmos na medição de eficiência. A segunda categoria cobre variáveis que influenciam a produção, mas cuja variação não traz um custo evidente para o produtor. São exemplos deste tipo de *inputs*, a organização do processo produtivo ou o ambiente. Em função do objectivo da análise, na medição de eficiência pode fazer sentido controlar somente para as variáveis nesta segunda categoria que os produtores tomam como dadas.

Considere-se o caso em que existem dois tipos de produtores (A e B) com práticas de gestão distintas, tais que a tecnologia usada por B permite obter mais produção, para qualquer combinação de recursos. Este efeito deve ser incorporado na função de produção, e uma possibilidade é sob a forma de uma variável artificial para diferenciar os produtores. Isto equivale a estimar duas fronteiras separadas, sendo os preditores da eficiência medidos face a cada uma delas, em função do tipo de produtor. O Gráfico 1 ilustra esta ideia no caso de apenas um recurso (para além da variável artificial) e de uma fronteira determinística. A unidade 'b' do tipo B é menos eficiente do que a unidade 'a' do tipo A face às respectivas fronteiras, ainda que, face a uma fronteira comum (tomando como referência as práticas de gestão que geram mais produção), 'a' seja menos eficiente do que 'b'.

Quando se deseja medir a eficiência não controlando para variáveis na fronteira de produção, logicamente que não será correcto excluí-las, pois isso daria lugar a um problema de variáveis omitidas. Também não deverão ser modeladas como "exógenas", na média da ineficiência (como descrito na secção anterior), em particular, tratando-se de variáveis sob a discricionariedade do produtor. Assim é necessário dispor de um preditor *modificado* (ET_i^*), o qual pode ser estimado substituindo o resíduo composto original, $\hat{\varepsilon}_i = \ln y_i - \ln \hat{y}_i$, por $\hat{\varepsilon}_i^* = \ln y_i - \ln \hat{y}_i^*$, onde \hat{y}_i^* é calculado considerando, no lugar do valor da variável em causa para o produtor i (x_i), o valor x^* que maximiza a contribuição deste recurso para a produção, na amostra de produtores (ver Coelli *et al.* (1999)).

Gráfico 1



4. A FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DAS ESCOLAS SECUNDÁRIAS PORTUGUESAS

4.1. Aspectos conceptuais

O primeiro passo para se avaliar o desempenho das escolas utilizando a metodologia da FPE consiste na especificação de uma função de produção. Sumariar o processo educativo desta forma é problemático devido à complexidade do mesmo³. A primeira dificuldade prende-se com a variável utilizada para medir a produção dos estabelecimentos de ensino. A generalidade dos estudos utiliza classificações em exames standardizados, ainda que outros empreguem, por exemplo, taxas de aproveitamento escolar (Oliveira e Santos (2005)) ou taxas de abandono escolar (Kanep (2004)). Em sentido estrito, os principais objectivos da escolarização são a transmissão de conhecimentos e o desenvolvimento das capacidades dos estudantes, de forma a torná-los mais produtivos no mercado do trabalho. De facto, as investigações empíricas tendem a detectar uma correlação entre o aproveitamento escolar e a realização profissional futura, o que oferece alguma fundamentação para se utilizarem as classificações nos exames. Em sentido lato, as escolas têm um papel importante na promoção de valores e integração dos estudantes na sociedade, aspectos que dificilmente um indicador conseguirá medir.

O segundo problema relaciona-se com os factores que determinam o desempenho das escolas. Idealmente, a análise deve incluir não só os recursos relativos à escola, mas também as características dos estudantes, como o enquadramento familiar, a aptidão para a aprendizagem e a influência dos colegas. Muitos destes factores não são observáveis e/ou mensuráveis, pelo que a sua incorporação na função de produção é difícil. As variáveis relativas aos professores medem tipicamente aspectos como as qualificações e a experiência, mas ignoram outras características relevantes, como a capacidade de comunicação, o método de ensino e a "gestão" das aulas. Alguma da informação relativa à organização da escola, como a gestão do pessoal e horários, também não está frequentemente disponível ao investigador. Uma dificuldade adicional relaciona-se com a precisão na medição da pro-

(3) Hanushek (1979) e Hanushek (1986) apresentam uma discussão bastante detalhada sobre este assunto.

dução, e também de alguns recursos (em particular, dos relacionados com a escola), que se deveria realizar segundo uma especificação do tipo “valor acrescentado”, empregando indicadores de influência cumulativa ao longo dos anos. Esta abordagem é muito exigente em termos de dados, o que pode justificar o pequeno número de estudos que a utilizam. De notar que algumas das limitações atrás referidas são mais relevantes em trabalhos que tentam modelar o desempenho individual do estudante do que em estudos, como este, que procuram modelar o desempenho das escolas. Isto é verdade, em particular, para factores como as capacidades inatas dos alunos, que deverão ser *em média* quase idênticos entre escolas. De facto, os estudos em que a escola é a unidade de referência são menos informativos, visto que não consideram a heterogeneidade intra-escola, mas são também menos exigentes em termos de dados.

4.2. Dados

4.2.1. Indicador de produção das escolas

Neste estudo, o indicador de produção seleccionado foi a média das classificações nos exames do 12º ano, por escola, para o ano lectivo de 2004/05 (ver Quadro 2 para algumas estatísticas descritivas das variáveis)⁴. Em Portugal, os exames nacionais têm um papel importante enquanto mecanismo de selecção das candidaturas ao ensino superior, relacionando-se assim directamente com o percurso pós-ensino secundário do estudante. Alunos, pais e decisores usam este indicador para avaliar o desempenho das escolas secundárias e implicitamente a qualidade da educação por elas fornecida. Além disso, os indicadores alternativos disponíveis, como as taxas de aproveitamento escolar, têm a desvantagem de não serem comparáveis, dadas as diferenças de critérios de avaliação entre escolas.

Os exames nacionais avaliam os conhecimentos em matérias específicas. Como existem diferentes áreas de estudo no ensino secundário, não existe um conjunto obrigatório de provas para todos os alunos. Neste estudo, consideraram-se todos os exames realizados na escola, o que poderia levantar problemas de comparabilidade, na medida em que o peso de cada disciplina não é tipicamente uniforme entre escolas, e as médias das classificações nos exames variam por disciplina. No entanto, a utilização em alternativa de apenas uma disciplina seria ainda mais discutível, desde logo porque as variáveis utilizadas se referem à escola e aos professores como um todo (ou ao meio ambiente).

4.2.2. Variáveis relativas às escolas e às características dos professores

Os dados relativos às escolas reportam-se somente ao ensino secundário e incluem o número de estudantes (divididos em ensino regular e ensino recorrente), turmas e professores. Conhece-se ainda a natureza pública ou privada da escola. Não se dispõe de nenhum indicador de capital, como por exemplo, informação acerca das instalações. Os dados foram fornecidos pelo Gabinete de Informação e Avaliação do Sistema Educativo e dizem respeito ao ano lectivo de 2004/05. Relativamente às características dos professores, dispõe-se de dados para a antiguidade, idade, qualificações, vínculo (para as escolas públicas) e salário médio, para as escolas como um todo, cujas fontes foram o 2º Recenseamento Geral da Administração Pública, para as escolas públicas, e os Quadros de Pessoal⁵, para as escolas privadas. Como o último recenseamento disponível, à data da realização deste estu-

(4) Em Pereira e Moreira (2007) apresentam-se detalhes adicionais sobre as variáveis e respectivas fontes.

(5) Os Quadros de Pessoal são um inquérito anual realizado pelo Ministério do Trabalho e da Solidariedade Social que cobre os empregados do sector privado.

do, se referia a Dezembro de 1999, para garantir a comparabilidade foram utilizados os Quadros de Pessoal de 1999 (Outubro)⁶.

No que respeita aos regressores incluídos no modelo, considerou-se o número médio de professores por 100 estudantes como indicador da quantidade de recursos. É importante notar que esta variável não estava disponível em “equivalentes a tempo completo”, pelo que seria uma medida imperfeita do grau de envolvimento dos professores nas tarefas lectivas. Assim, incluiu-se também na regressão o rácio professor-turma, como indicador do grau de “intensidade” na utilização dos professores nessas tarefas. Com efeito, nas escolas do sector público, os professores com vínculo podem ser dispensados de leccionar por várias razões⁷. Para além disso, dada a redução da população estudantil na última década, existem escolas públicas com excesso de pessoal docente para as suas necessidades. É razoável assumir que as tarefas não lectivas levadas a cabo pelos professores têm um contributo positivo, mas relativamente menor, para o desempenho da escola.

Existe a percepção geral de que os estudantes têm diferentes graus de envolvimento no seu projecto educativo; em particular, os alunos que frequentam o ensino recorrente têm, em média, um desempenho pior do que os que frequentam o ensino normal. Assim, de forma a controlar para o peso relativo de ambos os grupos em cada escola, considerou-se na regressão a proporção de alunos recorrentes no total. Adicionalmente, foi incluído um indicador de escala da produção na forma de uma variável que ordena as escolas segundo o número de estudantes e o número de professores. Note-se que, o rácio professor-aluno é uma medida relativa de quantidade de recursos, sem uma dimensão de escala. Considerou-se também uma variável artificial para diferenciar a natureza pública ou privada do estabelecimento de ensino.

No que respeita aos dados referentes às características dos professores, em lugar da antiguidade, que se encontra definida segundo diferentes critérios nas fontes acima referidas, utilizou-se a idade (ver Pereira e Moreira (2007)). O salário médio dos professores não foi tido em consideração, dada a marcada colinearidade com a antiguidade (e variáveis correlacionadas com esta última), em particular para as escolas públicas. Testou-se ainda a significância de outros regressores, nomeadamente, a proporção de professores com grau universitário, mas os resultados apontaram para a sua exclusão. De facto, tal como indica o Quadro 1, essa proporção terá aumentado substancialmente nos últimos anos, o que justifica que a variabilidade patente na amostra seja muito reduzida (Quadro 2).

4.2.3. Variáveis ambientais

É de esperar que o meio onde a escola está inserida influencie o seu desempenho. No debate público argumenta-se frequentemente que as escolas localizadas em zonas rurais têm pior desempenho do que as suas congéneres situadas em zonas urbanas. Para se estudar este fenómeno, é necessário incluir variáveis ambientais na regressão. Seleccionaram-se três indicadores sócio-económicos, por concelho, relativos ao desenvolvimento económico, nível educacional e condições de saúde, a saber, o consumo doméstico médio de electricidade, a taxa de analfabetismo e um Índice de Condições de Saúde elaborado por Santana *et al.* (2004)⁸.

(6) Estes dados referem-se portanto a um ano lectivo (1999/00) diferente do ano lectivo dos dados relativos às escolas (2004/05). A sua inclusão é feita no pressuposto de que a posição relativa das escolas, no que respeita às características do pessoal docente, não mudou substancialmente neste intervalo de tempo.

(7) Para além de casos particulares como o exercício de cargos, os professores beneficiam de uma redução progressiva da carga lectiva semanal, a partir dos 40 anos de idade e 10 de antiguidade. Esta redução pode ir até 8 horas (a carga lectiva normal no ensino secundário é de 20 horas semanais).

(8) Considerou-se para estes indicadores o último ano disponível (ver Pereira e Moreira (2007)). Note-se que o nível educacional é modelado pela taxa de analfabetismo, portanto um indicador “inverso” do mesmo.

Quadro 2

	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS							
	Total de escolas				Públicas		Privadas	
	média	desvio padrão	percentil 25	percentil 75	média	desvio padrão	média	desvio padrão
Produção								
Média das classificações nos exames	108	12	101	115	107	11	113	17
Recursos								
<i>Escolas</i>								
Professores por 100 alunos	12.6	4.1	10.2	14.7	12.7	3.9	12.5	5.4
Professores por turma	2.8	0.8	2.2	3.3	2.9	0.8	2.3	0.8
Alunos por turma	22.4	4.0	20.3	24.8	22.8	3.6	19.6	5.3
Dimensão (ordenação de escolas)	-	-	-	-	320	148	144	106
Proporção de alunos ens. recorrente	0.17	0.17	0.00	0.27	0.17	0.16	0.13	0.24
<i>Características dos professores</i>								
Idade média (anos)	38.9	4.0	35.7	41.7	39.0	3.9	38.2	4.4
Remuneração média (euros)	1399	256	1235	1571	1456	213	1051	216
Proporção com educação universitária	0.97	0.04	0.96	1.00	0.98	0.03	0.93	0.07
<i>Ambiente socio-económico</i>								
Índice de Condições de Saúde	223	19.0	212	238	-	-	-	-
Cons. doméstico de electricidade (Kw/h)	2.0	0.6	1.6	2.4	-	-	-	-
Taxa de analfabetismo (perc.)	12.7	5.2	8.7	16.4	-	-	-	-

Notas: Estatísticas com base em 490 escolas, 419 públicas e 71 privadas, excepto para a proporção de professores com educação universitária e remuneração média, as quais são baseadas em 489 escolas, 419 públicas e 70 privadas. As estatísticas relativas aos dados do ambiente referem-se a 241 municípios.

4.3. Especificação do modelo

Considerou-se inicialmente uma especificação da função de produção das escolas, sem incorporar variáveis ambientais, dada por

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{P}{A}\right)_i + \beta_2 \left(\frac{P}{A}\right)_i^2 + \beta_3 \left(\frac{P}{T}\right)_i + \beta_4 \ln I_i + \beta_5 \ln D_i + \beta_6 P_i + \beta_7 R_i + v_i - u_i \quad (3)$$

onde i se refere à i -ésima escola, y é a média dos resultados dos exames nacionais; P/A e $(P/A)^2$ são o número de professores por 100 alunos e o seu quadrado; P/T é o número de professores por turma; I é a idade média dos professores; D é a dimensão da escola; P é uma variável artificial que assume o valor 1 no caso da escola ser privada e o valor 0 no caso de ser pública; R é a proporção de alunos do ensino recorrente no total. As variáveis v e u são definidas como se descreveu na Secção 3.1. Seguiu-se uma especificação log-linear para o rácio professor-aluno (aproximada por uma função quadrática), idade e dimensão, de forma a permitir uma contribuição marginal decrescente para a produção destas variáveis (ver Pereira e Moreira (2007)), enquanto os coeficientes das restantes variáveis são semi-elasticidades.

No que respeita à modelação do ambiente em que os estabelecimentos de ensino estão inseridos, o facto de estes não terem controlo sobre o mesmo aponta para a inclusão dos regressores sócio-económicos no termo de ineficiência. Este pressuposto é, ainda assim, discutível na medida em que tradicionalmente tais factores são incorporados na função de produção⁹. Esta questão enquadra-se na discussão apresentada na Secção 3.2 sobre se o impacto de certas variáveis deve ser considerado na tecnologia ou na ineficiência. Ambas as alternativas foram estimadas, a primeira acrescentando à equação (3) três regressores adicionais captando aspectos relativos ao desenvolvimento económico ($Econ$), nível educacional ($Educ$) e condições de saúde ($Saúde$). A segunda incluindo estes factores na média da distribuição subjacente a u_i , que passa a ser $\mu_i = \delta_0 + \delta_1 Econ_i + \delta_2 Educ_i + \delta_3 Saúde_i$.

(9) Ver Coelli et al. (1999) para uma discussão similar noutro contexto.

5. RESULTADOS

5.1. Fronteira de produção estocástica estimada

Os resultados econométricos são apresentados no Quadro 3. Todos os modelos foram estimados pelo método da máxima verosimilhança, usando o programa FRONTIER 4.1 (Coelli (1996)). A hipótese nula de não existência de ineficiência técnica ($\gamma = 0$) é rejeitada em qualquer uma das especificações, o que permite concluir que a metodologia da FPE se adequa globalmente aos dados. No modelo com variáveis explicativas na componente de ineficiência, a estimativa de γ é menor, em linha com um menor valor de σ_u , na medida em que alguma heterogeneidade antes captada por este parâmetro se encontra agora na média específica a cada escola. Por sua vez, o parâmetro μ , ou os δ 's no modelo com factores explicativos da ineficiência, não são estatisticamente significativos a um nível de significância convencional, apontando para uma moda nula da distribuição de u_i . O nível médio de eficiência medido anda em torno dos 90 por cento (ver também Secção 5.3, onde se propõe um preditor

Quadro 3

FRONTEIRA DE PRODUÇÃO ESTOCÁSTICA ESTIMADA					
		Sem variáveis ambientais	Variáveis ambientais na produção	Variáveis ambientais na ineficiência	
Fronteira de Produção	Professor/aluno	0.014 (2.8)	0.014 (2.8)	0.013 (2.5)	
	(Professor/aluno) ^{2(a)}	-0.040 (-2.4)	-0.040 (-2.4)	-0.040 (-2.4)	
	Professor/turma	-0.024 (-2.3)	-0.023 (-2.3)	-0.021 (-2.1)	
	ln(Idade)	0.369 (7.6)	0.217 (4.0)	0.235 (3.9)	
	ln(Dimensão)	0.037 (4.6)	0.025 (3.2)	0.026 (3.1)	
	Prop.ens.recorrente	-0.071 (-3.0)	-0.056 (-2.3)	-0.074 (-2.9)	
	Escola privada	0.096 (6.9)	0.064 (4.4)	0.069 (4.7)	
	Desenv. económico	-	0.026 (2.8)	-	
	Nível educacional ^(a)	-	-0.396 (-2.9)	-	
	Condições de saúde ^(a)	-	0.033 (1.2)	-	
	Constante	3.142 (19.2)	3.663 (17.8)	3.708 (17.5)	
	Distribuições de u e v	Desenv. económico	-	-	-0.074 (-1.4)
		Nível educacional	-	-	0.006 (1.8)
		Condições de saúde	-	-	-0.001 (-0.9)
μ ou δ_0		-0.351 (-1.7)	-0.316 (-1.3)	0.233 (1.6)	
δ^2		0.037 (2.9)	0.031 (2.4)	0.013 (2.9)	
γ		0.835 (13.6)	0.806 (9.8)	0.560 (3.0)	
σ_u σ_v		0.176 0.078	0.158 0.078	0.087 0.077	
Preditores da eficiência	ET média	0.94	0.94	0.93	

Notas: Estimação com base em dados para 490 escolas, respeitantes ao ano lectivo de 2004/05 para todos os regressores, excepto para a idade (ano lectivo de 1999/00). As variáveis ambientais referem-se ao último ano disponível (ver Pereira e Moreira (2007)). Rácios-t entre parêntesis. (a) Coeficiente multiplicado por 100.

da eficiência alternativo), mas este resultado é sensível ao ano lectivo em que se baseia a estimação¹⁰.

Em qualquer uma das especificações, os regressores relativos à escola e aos professores são significativos, e este resultado mantém-se com a inclusão das variáveis relativas ao ambiente (tanto na função de produção, como no termo de ineficiência), embora a magnitude dos impactos se altere em alguns casos, como é mencionado abaixo. No que se refere às variáveis ambientais, o regressor relativo às condições de saúde não é significativo em nenhuma das especificações, o que é atribuível a uma situação muito homogénea nos vários concelhos neste aspecto, expressa na reduzida variância do indicador. As restantes variáveis socio-económicas são significativas somente quando incorporadas na função de produção, o que indica ser esta opção a mais adequada¹¹. Note-se que os sinais dos coeficientes associados a estas variáveis são opostos, consoante sejam incluídas na tecnologia ou na ineficiência, uma vez que num caso estão a determinar a produção máxima, e no outro estabelecem o desvio face a esse máximo.

O impacto marginal estimado do rácio professor-aluno é positivo mas decrescente, visto que o coeficiente associado ao termo quadrático é negativo. No cálculo deste impacto assume-se que a relação entre professores e turmas se mantém inalterada, isto é, no caso de um aumento do número de professores, que os “novos” docentes têm o mesmo grau de empenho nas tarefas lectivas que os “mais antigos”. Existe portanto um aumento proporcional do número de turmas, e uma diminuição da dimensão média das turmas. É ainda possível calcular o impacto marginal de uma subida do número de professores não acompanhada de uma mudança na dimensão média das turmas, ou seja, ocorrendo em paralelo com um acréscimo do rácio professor-turma. Neste caso, o impacto marginal é bastante menor, dado o sinal negativo do coeficiente associado a esta última variável.

Como referido na Secção 2, em Portugal ao longo da última década registou-se uma queda no número de alunos do ensino secundário, o que terá implicado um aumento do rácio professor-aluno em algumas escolas. Como a flexibilidade na movimentação de professores com vínculo entre escolas é reduzida, este fenómeno ter-se-á sobretudo repercutido positivamente no desempenho das escolas por ele afectadas e com valores relativamente elevados para a dimensão das turmas (em paralelo com uma diminuição desta variável). As escolas com turmas de dimensão média menor teriam já pouca margem para obter ganhos por via de reduções adicionais. Para estas últimas, como existem limites mínimos fixados pelo Ministério da Educação para aquela variável¹², a queda do número de estudantes terá levado a uma diminuição do número de turmas. Na nossa especificação, este último efeito seria captado por um aumento da relação professor-turma, com impacto oposto ao da variação positiva do rácio professor-aluno.

Hanushek (1986) faz um apanhado de trabalhos econométricos na área do desempenho das escolas, a maioria dos quais encontra um impacto não significativo do rácio professor-aluno. É apontada como possível causa destes resultados pouco intuitivos, o facto de a relação entre o número de alunos e professores, ou alunos e turmas, estar frequentemente sujeita a regulamentações, o que reduz muito a respectiva variabilidade. Como já foi referido, também existem em Portugal regulamentos relativos à dimensão das turmas, mas esta apresenta ainda assim alguma variabilidade (Quadro 2).

(10) Quando se incluem na estimação dados para 2003/04, isto é, numa formulação do tipo painel, a eficiência medida é cerca de 10 por cento inferior (rejeitando-se a hipótese $\mu = 0$) (ver Pereira e Moreira (2007)).

(11) Esta conclusão não é tão clara na formulação painel, onde a inclusão no termo de ineficiência também não é rejeitada pelos dados. Todavia no que diz respeito à adequação do modelo e aos impactos das diversas variáveis, os resultados são largamente coincidentes. A principal excepção diz respeito ao rácio professor-aluno, cuja significância está abaixo do limiar convencional na formulação painel, nos modelos correspondentes aos apresentados nas duas primeiras colunas do Quadro 3.

(12) Regra geral, 24 alunos (e um máximo de 28) (ver Despacho 13 765/2004 do Ministro da Educação).

A idade dos professores, que pretende aproximar a experiência, revela-se bastante importante para o desempenho em qualquer uma das especificações consideradas. No entanto, quando se controla para as variáveis ambientais, a elasticidade estimada diminui de 0.369 para 0.217 ou para 0.235, conforme aquelas sejam incluídas na função de produção ou no termo de ineficiência, respectivamente. Isto deverá ser explicado por este regressor estar a captar, no modelo sem variáveis ambientais, para além do efeito da experiência dos professores, um impacto adicional relacionado com a localização da escola. Clements (1999) afirma que existe um movimento sistemático de docentes das regiões menos atractivas para os centros urbanos, à medida que aqueles progridem na carreira. A estimativa do impacto da idade tomando em consideração as variáveis ambientais é portanto mais precisa.

É interessante comparar os ganhos potenciais de produção por via do aumento do número de professores (por 100 alunos) e de uma maior antiguidade dos docentes. O Gráfico 2 apresenta os ganhos de produção na fronteira estimada (em percentagem), do aumento de cada um destes factores a partir do nível em que a escola se situa presentemente, para o nível amostral que origina a produção máxima. As linhas verticais indicam as respectivas medianas. Contrariamente ao que acontece com a antiguidade, relativamente ao rácio professor-aluno, uma grande proporção das escolas opera em níveis onde o impacto na produção é muito reduzido. Isto deverá reflectir o valor anormalmente alto deste indicador para as escolas portuguesas, quando confrontado com padrões internacionais.

A proporção de alunos que frequenta o ensino recorrente varia negativamente com a produção, tal como esperado. A dimensão da escola, na parte que se refere ao ensino secundário, é um determinante positivo do desempenho, constituindo um argumento para a concentração de recursos, na medida do possível, relativamente a este grau de ensino. Por exemplo, Rainey e Murova (2003) e Mizala *et al.* (2002) também encontraram indícios de economias de escala. O impacto da variável artificial que identifica a natureza privada da escola é positivo e precisamente estimado em todas as especificações, indicando que é possível estimar fronteiras separadas para os dois grupos de escolas. Estima-se que escolas privadas obtêm mais 6 a 7 por cento de produção, quando a localização da escola é tida em conta (o que aqui corrige do facto de a maioria das escolas privadas se situarem em regiões “mais desenvolvidas”). Este resultado está, como sempre, condicionado pelas variáveis incluídas na regressão, pelo que na secção seguinte será retomado com mais detalhe.

Gráfico 2

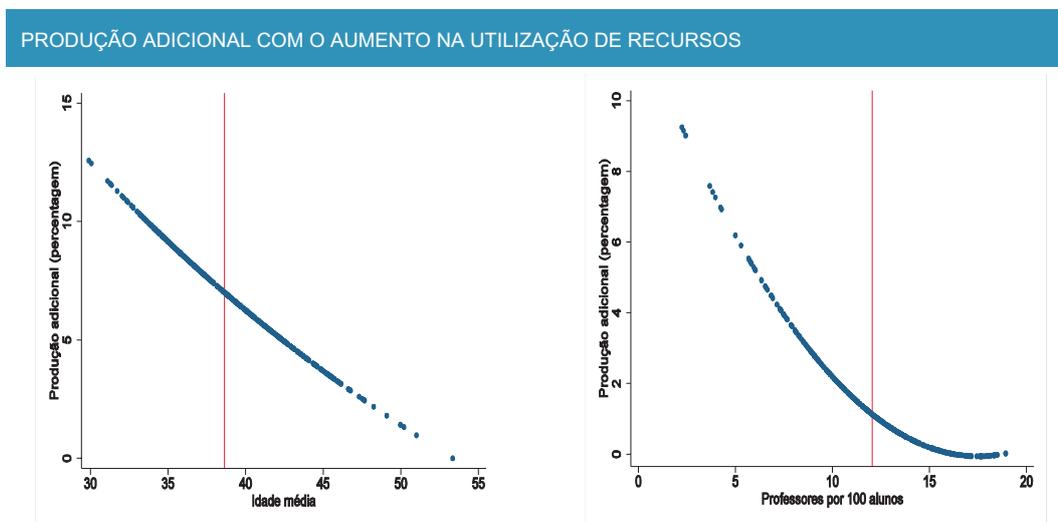
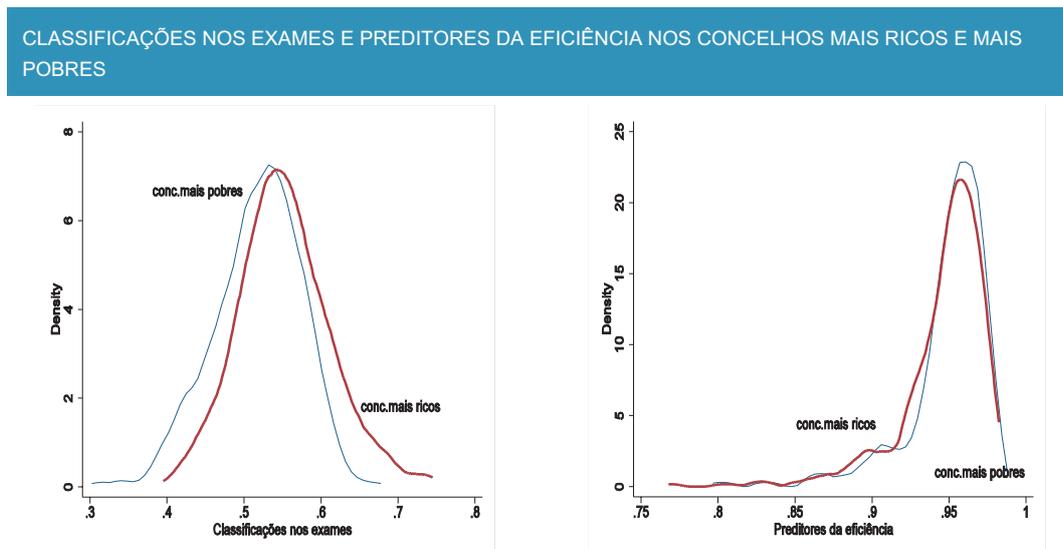


Gráfico 3



Conforme já referido, os impactos estimados das variáveis relativas ao ambiente, com excepção das condições de saúde, são significativos. Tal resultado está em linha com as conclusões de Oliveira e Santos (2005), embora estes autores sigam uma metodologia diversa. De forma a sublinhar o efeito nos preditores da eficiência de se controlar para a localização da escola na fronteira de produção, o Gráfico 3 (lado direito) apresenta as funções densidade dos preditores para escolas nos municípios mais ricos e mais pobres¹³. O mesmo gráfico mostra, do lado esquerdo, as funções densidade dos resultados dos exames (divididos por 200, o máximo), em que se observa que a densidade relativa aos municípios mais ricos se encontra deslocada para a direita, como um todo. No gráfico do lado direito, as densidades dos preditores, líquidos do efeito das variáveis ambientais, quase se sobrepõem.

5.2. Eficiência das escolas públicas e das escolas privadas

Clements (1999) afirma nas suas conclusões que existe evidência de que as escolas privadas são mais eficientes do que as escolas públicas, dado que atingem taxas de sucesso mais altas utilizando relativamente menos recursos, nomeadamente quanto à relação entre o número de professores e de alunos. Por outro lado, existe a percepção geral de que o desempenho das escolas privadas nos exames nacionais é superior ao das suas congéneres pertencentes às administrações públicas. Uma análise cuidadosa da distribuição das classificações médias (ver Pereira e Moreira (2007)) mostra que as escolas do sector privado têm sobretudo um melhor desempenho nos percentis mais altos, enquanto nos percentis intermédios e baixos, os resultados são semelhantes. As estatísticas no Quadro 2 indicam que os estabelecimentos de ensino públicos e privados utilizam um nível semelhante de recursos, tanto quanto se pode aferir através do rácio professor-aluno, embora as escolas privadas empreguem os professores “mais intensivamente”, o que lhes permite ter um número de alunos por turma mais reduzido. O indicador de senioridade dos docentes é muito próximo nos dois grupos.

Viu-se na secção anterior que, controlando para o uso de recursos e para as variáveis ambientais, as escolas privadas aparecem claramente mais eficientes. De salientar que numa regressão com recursos financeiros em vez de físicos (por exemplo, utilizando como *input* a despesa média por estudan-

(13) O critério utilizado para desagregar os concelhos em 'mais ricos' e 'mais pobres' foi o valor médio do Indicador do Poder de Compra Concelhio apresentado em INE (2004) (ver Pereira e Moreira (2007)).

te), o hiato de eficiência entre as escolas privadas e públicas seria, muito provavelmente, ainda maior, visto que os professores nas administrações públicas parecem auferir salários médios superiores (ver Quadro 2).

Os resultados obtidos poderão estar enviesados pelo facto de os alunos que frequentam escolas privadas tipicamente pertencerem a estratos sociais superiores. Carneiro (2006) apresenta evidência empírica sobre a importância em Portugal das variáveis relacionadas com o contexto familiar, enquanto determinantes do sucesso escolar, o que está em linha com os resultados para outros países. Infelizmente, a informação sobre o contexto socio-económico dos alunos que efectuaram os exames nacionais (ou, mais geralmente, que frequentam determinada escola) não está disponível. Na verdade, uma abordagem deste tipo requereria um maior nível de desagregação, devendo centrar-se no aluno. Ao serem utilizadas médias por estabelecimento de ensino perde-se informação relativa à variância intra-escola, importante neste enquadramento.

Ainda assim, conjecturamos que, controlando para o meio familiar dos estudantes, a variável artificial relativa à natureza da escola teria menor impacto, mas manter-se-ia significativa. Em primeiro lugar, nem todas as escolas privadas são financiadas pelas famílias dos alunos que as frequentam. Cerca de um quarto dos estudantes nestas instituições pertencem a escolas com gestão privada mas financiamento público, não se aplicando aqui a argumentação relativa ao estrato social. Em segundo lugar, tal argumentação é normalmente utilizada no contexto dos estabelecimentos de ensino privados com muito bom desempenho. Contudo, na distribuição dos resultados dos exames para o conjunto das escolas privadas observa-se uma variância considerável, estando várias delas mal posicionadas. Tendo em conta a evidência apresentada em Carneiro (2006), não haverá razão para se admitir, *a priori*, que os alunos que frequentam tais escolas provenham de estratos sociais mais favorecidos.

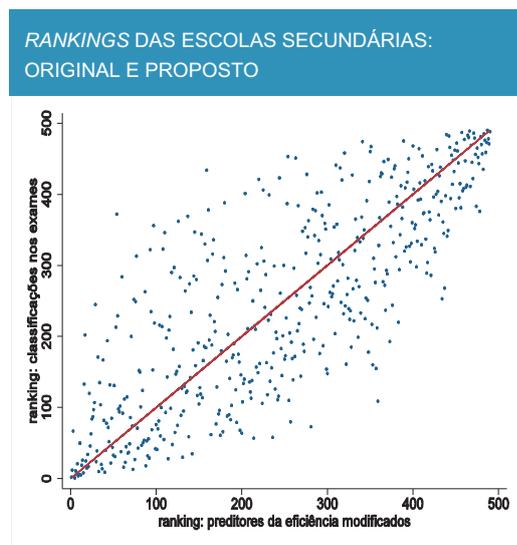
5.3. Uma proposta de *ranking* das escolas secundárias

Na Secção 3.3 explicou-se que é possível medir a eficiência não controlando para algumas das variáveis incluídas na fronteira de produção. Com base nesta abordagem, propõe-se um *ranking* das escolas secundárias portuguesas. Este *ranking* é obtido a partir dos preditores da eficiência modificados que controlam para todos os regressores considerados acima, excepto para o rácio professor-turma e para a variável artificial associada às escolas privadas (ver Pereira e Moreira (2007)). Com efeito, estas duas variáveis captam aspectos relativos à organização e gestão das escolas que estão sob a sua discricionariedade (no caso das escolas públicas, sob a discricionariedade do Ministério da Educação), e que poderiam ser alterados sem impacto evidente nos custos de produção.

Esta abordagem leva à medição de um nível de eficiência média em torno dos 90 por cento¹⁴. No Gráfico 4 apresentam-se o *ranking* proposto e o que resulta directamente das classificações nos exames nacionais, observando-se diferenças significativas no que se refere à posição individual de muitas escolas (a linha dos 45º indica aquelas cuja posição fica inalterada).

(14) Na formulação painel, a estimativa correspondente fica um pouco abaixo de 80 por cento.

Gráfico 4



6. CONCLUSÕES

Neste estudo analisaram-se os determinantes da produção das escolas secundárias portuguesas - medida pela média das classificações nos exames nacionais do 12º ano - e calcularam-se estimativas do respectivo nível de eficiência técnica. Foram estimados alguns modelos de FPE com variáveis referentes ao meio escolar e ao ambiente em que as escolas se inserem. Com base nos resultados, apresentou-se uma proposta de *ranking* de eficiência das escolas secundárias portuguesas.

A análise aponta para a existência de ineficiência técnica: os resultados dos exames poderiam ser em média 10 por cento superiores, para os recursos despendidos. Este valor é todavia bastante sensível ao ano lectivo que serviu de base à estimação. Adicionalmente, a fronteira de produção subjacente à medição deste nível de eficiência toma como referência as escolas portuguesas mais eficientes, estabelecendo implicitamente um padrão. Seria interessante realizar a mesma análise para um painel de escolas de vários países. Os estudos existentes, com base em indicadores globais de desempenho e de recursos utilizados, sugerem que este padrão poderá ser relativamente ineficiente em termos internacionais. Neste caso, o grau de ineficiência das escolas secundárias portuguesas apareceria provavelmente maior.

Os resultados indicam que a “qualidade” dos professores tem mais efeito na produção do que a “quantidade”. A variação do número de professores por estudante é menos importante do que a variação das suas características, aproximadas neste estudo pela idade média do corpo docente. Por outro lado, parece existir uma grande proporção de escolas a operar num nível do rácio professor-aluno em que a alteração do mesmo teria um impacto diminuto sobre a produção. Interpreta-se esta situação como reflectindo, em particular, o facto de muitas escolas terem perdido alunos nos últimos anos, sem que o número de professores tenha sido ajustado. Tal sugere que o aumento da flexibilidade na alocação de professores permitiria libertar recursos, sem ter um efeito relevante no desempenho das escolas. Parte da redução nos encargos com remunerações conseguida por esta via poderia ser aplicada em despesas com material ou infraestruturas, relativamente às quais há indícios, em outros países, de que poderão ter efeitos não negligenciáveis sobre a produção. Tal flexibilidade adicional seria também uma forma de obter uma maior uniformidade na dimensão das turmas entre as escolas.

Quanto à rede escolar, encontraram-se indícios de economias de escala no ensino secundário, indicando potenciais ganhos na concentração de recursos.

O estudo demonstra que existe uma influência considerável da localização geográfica nas classificações dos estudantes. Escolas localizadas em municípios com melhores condições económicas e níveis educacionais mais elevados atingem comparativamente melhor desempenho.

O confronto entre estabelecimentos de ensino públicos e privados mostra que estes últimos são mais eficientes, após serem tidos em conta os recursos e outros determinantes da produção. Não foi possível incluir nas regressões variáveis que controlassem para o estrato social dos alunos, o que introduz algum enviesamento nos resultados. Ainda assim, a evidência obtida aponta no sentido de se obterem ganhos de eficiência significativos com a introdução nas escolas públicas de algumas práticas de gestão das melhores escolas do sector privado.

REFERÊNCIAS

- Afonso, A. e M. St.Aubyn (2005), "Non-parametric approaches to education and health expenditure efficiency in OECD countries", *Journal of Applied Economics* 8 (2), 227-246.
- Battese, G. e T. Coelli (1988), "Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data", *Journal of Econometrics* (38), 387-399.
- Battese, G. e T. Coelli (1993), "A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects", *Working Paper* 69, University of New England, Armidale, Department of Econometrics.
- Bessent, A., W. Bessent, J. Kennington, e B. Reagan (1982), "An application of mathematical programming to assess productivity in the Houston independent school district", *Management Science* 28 (12), 1355-1367.
- Carneiro, P. (2006), "Equality of opportunity and educational achievement in Portugal", III *Conference on Economic Development of Portugal*, Lisboa, Banco de Portugal.
- Clements, B. (1999), "Efficiency of education expenditure in Portugal", *Working Paper* 179/99, International Monetary Fund.
- Coelli, T. (1996), "A guide to FRONTIER 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation", *Working Paper* 7/96, CEPA.
- Coelli, T., S. Perelman, e E. Romano (1999), "Accounting for environmental influences in stochastic frontier models: With application to international airlines", *Journal of Productivity Analysis* (11), 251-273.
- Hanushek, E. (1979), "Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions", *Journal of Human Resources* 14 (3), 351-388.
- Hanushek, E. (1986), "The economics of schooling: Production and efficiency in public schools", *Journal of Economic Literature* 24 (3), 1141-1177.
- INE (2004), *Estudo sobre o poder de compra concelhio*, Volume VI. Coimbra, Instituto Nacional de Estatística.
- Kanep, H. (2004), "Assessing the efficiency of Estonian secondary schools: an application of data envelopment analysis", *Working paper*, University of Tartu.

- Kumbhakar, S. e C. Lovell (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Ministério da Educação (2003), *Estatísticas da Educação 2003/2004*, Lisboa, GIASE-ME.
- Ministério da Educação (2004), *Sistema Educativo Português: Situação e Tendências 1990-2000*, Lisboa, GIASE-ME.
- Mizala, A., P. Romaguera, e D. Farren (2002), "The technical efficiency of schools in Chile", *Applied Economics* 34 (12), 1533-1552.
- Pereira, M. C. e S. Moreira (2007), "A stochastic frontier analysis of secondary education output in Portugal", *Working Paper 6/2007*, Banco de Portugal.
- OECD (2002), *Education at a glance. OECD Indicators 2002*, Paris, OECD Publishing.
- OECD (2006), *Education at a glance. OECD Indicators 2006*, Paris, OECD Publishing.
- Oliveira, M. e C. Santos (2005), "Assessing school efficiency in Portugal using FDH and bootstrapping", *Applied Economics* 37, 957-968.
- Rainey, D. e O. Murova (2003), "Arkansas public school districts efficiency estimation: Is restructuring necessary?", *Journal of Educational and Research Policy Studies* 3 (2).
- Ray, S. (1991), "Resource-use efficiency in public schools: A study of Connecticut data", *Management Science* 37 (12), 1620-1628.
- Ruggiero, J. (1996), "Efficiency of educational production: An analysis of New York school Districts", *The Review of Economics and Statistics* 78 (3), 499-509.
- Santana, P., A. Vaz, e M. Fachada (2004), "O estado de saúde dos portugueses. Uma perspectiva espacial", *Revista de Estudos Demográficos* (36), 5-28.