

Um estudo sobre os resultados da PGA

José Paulo Viana

Uma das questões polémicas do ensino é a avaliação e a classificação dos alunos. Um dos instrumentos mais utilizados é, sem dúvida, o teste ou exame escrito, na eficácia do qual uns depositam grande confiança mas de que outros desconfiam bastante.

Esta confiança ou desconfiança tem mais a ver com aquilo em que cada professor acredita e com a sua prática — raramente lhe é possível fazer experiências seguras sobre esta questão. Com efeito, quando ao longo do ano apresentamos os testes aos nossos alunos, apesar de tentarmos que o grau de dificuldade se mantenha, não nos admiramos que os resultados dos alunos variem. Podemos facilmente justificar essas variações. Se a nota desce, isso pode ser porque o aluno gosta menos deste capítulo, ou porque ultimamente estudou menos, ou porque se enervou, ou porque está a atravessar uma crise, ou porque as aulas que demos não foram tão claras, ou porque... Não é difícil encontrar justificações, provavelmente muito válidas. O problema é que continuamos sem saber se realmente os testes “medem bem” aquilo que o aluno sabe e aquilo de que é capaz.

A Prova Geral de Acesso reunia — pelo menos à partida — uma série de condições que permitiriam fazer um estudo sério sobre esta questão. As duas chamadas:

- foram elaboradas pelo mesmo grupo de pessoas,
- procurou-se que o grau de dificuldade

fosse idêntico,

- tinham exactamente o mesmo objectivo: classificar e seriar os alunos,
- incidiam sobre as mesmas matérias e capacidades,
- destinavam-se ao mesmo conjunto de alunos,
- foram aplicadas com um curto intervalo de tempo, não sendo portanto de esperar grandes alterações nos conhecimentos e capacidades dos alunos.

Resolvi portanto fazer um estudo dos resultados a que tinha facilmente acesso — os dos alunos da Escola Secundária Marquês de Pombal, em Lisboa. Evidentemente, apenas foram tomados em conta os alunos que fizeram as duas chamadas: 327.

Sobre as pontuações

Como se sabe, a classificação dos alunos em cada PGA pode variar entre 0 e 100.

Um dos objectivos era comparar as pontuações de cada aluno nas duas chamadas mas surgiu logo um problema. Devido à contestação estudantil, o júri resolveu alterar as notas da 1ª chamada, fazendo uma “padronização”. Essa alteração não foi logo anunciada (nem, ao que julgo, confirmada oficialmente) e, segundo os jornais, terá tido em conta apenas a média. Como esta teria sido 10 pontos abaixo do valor esperado, a pontuação de todos os alunos foi aumentada desse valor (não sei o que aconteceu aos que tinham mais de 90).

Incompreensivelmente, apesar da média da 2ª chamada ter ficado também abaixo do valor esperado, nenhuma “padronização” foi feita. Não consigo encontrar qualquer explicação para isso, a não ser algum desnorte por parte dos responsáveis. A padronização, para ter sentido, teria de ser aplicada às duas chamadas (ou a nenhuma, claro).

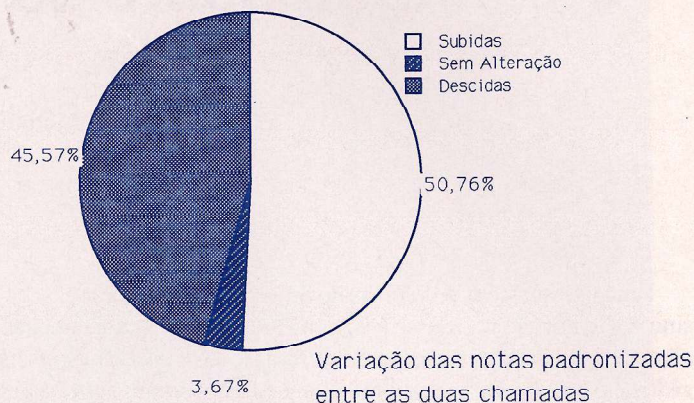
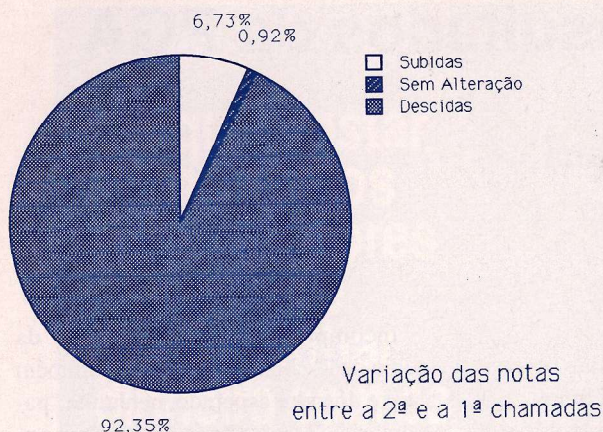
Isto fez com que a média da 1ª chamada, na Escola Secundária Marquês de Pombal, tenha sido de 59,1 e a da 2ª de 43,8. Há uma diferença, de uma para a outra, de 15,3, o que levanta algumas suspeitas sobre se o bônus da 1ª não terá sido superior a 10 pontos. Mas não tenho, evidentemente, forma de comprovar isto.

Devido a esta discrepância, apenas 22 alunos melhoraram a sua pontuação na 2ª chamada e 3 obtiveram resultado igual. Os restantes 302 desceram. Isto põe em causa a utilidade de se ter feito a 2ª chamada — pelo menos para 93% dos alunos.

Nestas circunstâncias, pouco mais se pode fazer a não ser, talvez, “padronizar” da mesma maneira a 2ª chamada, fazendo com que as duas médias fiquem iguais. Comparando os resultados padronizados, verificar-se-ia, da 1ª para a 2ª chamada, a subida de 166 alunos e a descida de 149, com a pontuação dos restantes 12 a não sofrer alteração. Pode também calcular-se a média da variação das notas de uma prova para a outra: 8,5. Isto quer dizer que a pontuação dos alunos se alteraria em média (subindo ou descendo) 8,5 pontos (ver tabela ao lado e gráficos na página seguinte)

Pode ainda calcular-se o coeficiente de correlação de Pearson para os resultados das duas chamadas, que é de 0,65. Este valor será comentado mais adiante.

Notas da 2ª chamada	Subidas	Iguais	Descidas
Reais	22	3	302
Padronizadas	166	12	149



Sobre a ordenação

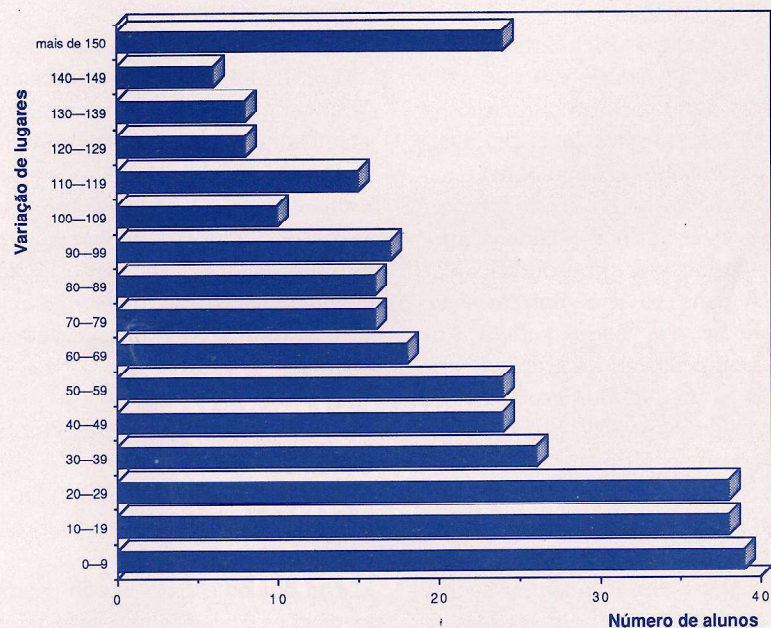
Outro objectivo da PGA é seriar os alunos, isto é, ordená-los: este é o 1º, aquele o 2º, etc.. Neste campo, já estamos em condições de chegar a conclusões mais seguras, visto que a padronização, seja ela qual for, não altera a ordenação dos alunos.

O que se fez foi ordenar os 327 alunos em função das pontuações de cada uma das chamadas e comparar a situação de cada um deles.

À partida, se estivessemos perante uma prova ideal, as ordenações seriam iguais. Claro que isso não aconteceu nem tal se poderia exigir. Vejamos o que se passou.

A maior subida foi de 259 lugares (de 313º para 54º) e a maior descida de 225 (de 67º para 292º). Dois alunos mantiveram-se na mesma posição (ver tabela seguinte e gráfico de barras ao lado).

Varição de lugares	Número de alunos
0-9	39
10-19	38
20-29	38
30-39	26
40-49	24
50-59	24
60-69	18
70-79	16
80-89	16
90-99	17
100-109	10
110-119	15
120-129	8
130-139	8
140-149	6
mais de 150	24



Quadro de variação de lugares entre as duas chamadas

Verificamos que dois terços dos alunos variaram mais de 27 posições, metade mais de 49 lugares e um terço deles mais de 75 posições. Para 25% dos alunos, a variação de posição excedeu os 93 lugares. À primeira vista, a seriação obtida pela PGA não parece ser muito boa, ou seja, há um grupo significativo de alunos cuja situação se altera bastante de uma prova para a outra.

Se calcularmos a média de variação de posição de todos os alunos, obtemos 62,5. Ou seja, cada aluno sobe ou desce, em média 62 lugares. Isto quer dizer que um aluno "normal" ultrapassa ou é ultrapassado, de uma chamada para a outra, por cerca de 19% dos colegas. Quase um

quinto.

Podemos argumentar-se, e com razão, que a média inclui os casos anómalos e portanto não significativos: alunos que, por um motivo ou por outro, falharam numa das provas. Se eliminarmos os 33 casos correspondentes a maiores desníveis (10% da amostra), a média passa a ser de 49,9. Cada aluno, em média, mudou cerca de 50 lugares. Parece-nos ser ainda um valor elevado.

Podemos, contudo, calcular o coeficiente de correlação ordinal de Spearman, ou seja, calcular a correlação não entre os valores observados mas entre a ordenação dos resultados.

continua na pág. 28

colha de informação sobre variáveis relacionadas com o currículo, a aula, o aluno, a família, o país e o sistema educativo. Estes dados foram recolhidos quer através de um questionário feito aos alunos, quer pelo Questionário de Escola.

Uma das questões colocadas às escolas dizia respeito à importância dada, no ano modal dos 13 anos, a algumas categorias de conteúdos. Da análise feita salientamos que apenas 6% das escolas portuguesas consideram importante o trabalho com Percentagens, enquanto que 22% das escolas da China o consideram muito importante. A Geometria é considerada de muita interesse por 80% das escolas da China e da Hungria, 83% das da União Soviética e 100% das de Itália enquanto que em Portugal apenas 27% das escolas lhe dedicam especial atenção. A Álgebra é o tópico mais considerado - 90% das escolas portuguesas dão-lhe muita atenção, no entanto a percentagem média de respostas correctas situa-se pouco acima dos 40%.

Ainda de referir que a população portuguesa de 13 anos tem o seu pior desempenho nos itens do tópico Medida e o melhor nos referentes à Análise de Dados, Probabilidades e Estatística.

Relativamente às capacidades testadas os resultados apontam para um melhor desempenho na Compreensão de Conceitos, estando o Conhecimento de Procedimentos ao mesmo nível da Resolução de Problemas para a população de 13 anos enquanto que a de 9 anos tem pior desempenho na Resolução de Problemas seguindo-se por ordem crescente, a Compreensão de Conceitos e o Conhecimento de Procedimentos.

Embora os factores relacionados com a organização e desenvolvimento das aulas pareçam afectar mais directamente o sucesso dos alunos do que as restantes variáveis, a sua relação com o desempenho não se revelou consistente. Contrariando as expectativas, os resultados sugerem que a resolução de problemas em pequenos grupos se relaciona negativamente com o sucesso em Matemática, enquanto que aulas expositivas e trabalho individual, práticas correntes na maior parte dos países, apresentam uma correlação positiva. Naturalmente,

o relatório refere-se ao sucesso em Matemática quando avaliado por testes deste tipo.

O relatório afirma ser ainda demasiado cedo para dizer se técnicas que estão agora a ser introduzidas na sala de aula, como resolver problemas em pequeno grupo, utilizar materiais manipulativos e usar calculadoras e computadores não trarão contributos significativos no desempenho futuro dos alunos.

Mas os dados recolhidos permitem desde já afirmar a importância de certos factores sócio económicos no desempenho dos alunos. Por exemplo, na população de 13 anos podemos afirmar que o sucesso em Matemática está correlacionado negativamente com o número de irmãos e positivamente com o número de livros que o aluno tem em casa e o tempo que dedica à leitura.

O principal objectivo do IAEP era caracterizar a tipologia dos sistemas educativos e dos enquadramentos sócio-culturais que favorecem o sucesso. Os resultados mostram que os factores que surgem como mais determinantes no desempenho dos alunos não actuam numa forma linear e uniforme e aqueles que parecem ser indicadores de sucesso em determinadas populações não o são noutras.

Embora o principal objectivo do estudo não tenha sido completamente alcançado, Portugal dispõe agora de um conjunto de dados de contexto e de desempenho dos alunos cuja análise poderá ajudar a perceber quais são as principais variáveis que condicionam o sucesso.

Lurdes Neves
GEP - Ministério da Educação
Lurdes Serrazina
ESE de Lisboa

Visite a nova sede da APM!

Rua Major Neutel de Abreu, n.º 11
1500 Lisboa
Telefone: 7782141
Horário: 9.30-13.00/14.00-17.00
fechada durante o mês de Agosto

Um estudo sobre os resultados da PGA

(continuação)

O valor obtido pode variar entre 1 (os alunos ficariam pela mesma ordem) e -1 (os alunos ficariam pela ordem exactamente inversa). Duas ordenações aleatórias terão correlação muito próxima de zero.

No nosso caso, o coeficiente de correlação ordinal é de 0,63, muito próximo do coeficiente de correlação entre as notas que, como vimos, é de 0,65.

A dificuldade agora é como classificar estes valores. Existe, como se esperava, uma correlação entre as ordenações das duas chamadas, mas será essa correlação suficientemente forte para que se possa dizer que esta prova é um bom instrumento de ordenação dos alunos?

É geralmente aceite que existe uma correlação forte entre duas variáveis quando o coeficiente de Spearman é maior que 0,7. Como aqui estamos perante duas "medições" do mesmo fenómeno, seria de exigir uma correlação ainda mais alta. Ora o que acontece é obter-se um valor mais baixo, o que levanta muitas dúvidas quanto à qualidade do instrumento de avaliação.

José Paulo Viana

Materiais para a aula de Matemática

Usando pequenos espelhos (de dimensões aproximadas: 7 cm x 10 cm) é possível explorar alguns conceitos na área da geometria relacionados com as transformações geométricas - simetrias, rotações e translações - que no currículo do 1º ciclo, estão implícitos nas propostas de actividades de construção de frisos e rosáceas (Bloco 2 - Forma e espaço - Iniciação à geometria dos 2º, 3º, 4º anos).

A ficha de trabalho que se segue dará algumas sugestões de actividades simples que poderão sugerir novas explorações.

Madalena Santos, Helena Correia,
Teresa Silva