

O IMPACTO DE POLÍTICAS DE NÃO-REPETÊNCIA SOBRE O APRENDIZADO DOS ALUNOS DA 4ª SÉRIE*

Maria Eugénia Ferrão

Do Departamento de Matemática da Universidade da Beira Interior/Portugal (UBI)

Kaizô Iwakami Beltrão

Da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence/IBGE)

Denis Paulo dos Santos

Da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence/IBGE)

Ao longo dos últimos anos tem havido um consenso generalizado entre os pesquisadores no que diz respeito à adoção dos modelos de regressão multinível ou hierárquicos na modelagem dos dados que carregam a estrutura de agrupamento da população onde foram coletados. Este artigo apresenta uma breve introdução a essa classe de modelos, concretamente através da sua especificação formal e informação relativa aos procedimentos de estimação. A aplicação dos modelos é ilustrada pela modelagem dos dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb), coletados em 1999. É usado o estudo do impacto de políticas de não-repetência no desempenho escolar dos alunos da 4ª série do ensino fundamental (EF) da região Sudeste, extraído de um estudo mais amplo que os autores têm desenvolvido sobre a relação entre as políticas de correção da distorção idade-série (sendo a política de não-repetência uma delas) e a qualidade da educação provida à população.

1 INTRODUÇÃO

O texto está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta uma breve descrição do modelo de regressão multinível, sua especificação formal para a análise de dados, onde a variável resposta é contínua, e o procedimento de estimação. A Seção 3 descreve um exemplo de aplicação dessa classe de modelos — o estudo do impacto das políticas de não-repetência no desempenho escolar dos alunos da 4ª série da região Sudeste do Brasil. Para tal, são utilizados os dados do Saeb. Os resultados e comentários constam da Seção 4 e, por fim, a Seção 5 apresenta as conclusões.

2 MODELO DE REGRESSÃO MULTINÍVEL

2.1 Especificação formal do modelo

Os dados de avaliação educacional contêm a mesma estrutura de agrupamento (também denominada hierárquica ou multinível) da população onde são coletados. Uma vez que os alunos se encontram agrupados em turmas, as turmas em escolas,

* O artigo foi originalmente apresentado no encontro Determinantes do Sucesso Educacional. Os autores agradecem ao Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep) pela disponibilização dos dados e aos pareceristas anônimos pelas sugestões que melhoraram o trabalho. Uma palavra de especial apreço ao colega Sergei Soares pelo seu empenho na organização do encontro e na publicação das atas. Os erros remanescentes são da inteira responsabilidade dos autores.

as escolas em municípios, e assim por diante, a mensuração dos atributos referentes a cada uma daquelas unidades pode ter o propósito de captar as características de alunos, turmas e/ou professores e escolas. O modelo de regressão multinível¹ incorpora naturalmente a estrutura hierárquica ou de agrupamento dos dados e, por conseguinte, da população em estudo.

Na modelagem de dados educacionais a aplicação de modelos de regressão multinível tem duas vantagens em relação aos modelos de regressão clássica. Na presença de correlação intraclasse, a estimação dos parâmetros do modelo via regressão clássica produz estimativas do erro-padrão muito pequenas. As estimativas produzidas pelos modelos de regressão multinível são geralmente mais conservadoras. Por outro lado, ao decompor a variância do erro segundo os níveis hierárquicos, o modelo de regressão multinível permite ao analista melhor compreensão e/ou explicação do processo que está a modelar. Torna-se mais simples, por exemplo, estudar a capacidade explicativa de variáveis intra-escolares diante das extra-escolares, ou de variáveis passíveis de intervenção direta. Por exemplo, nós estamos interessados em saber se o regime de organização do ensino-promoção automática,² que é uma variável mensurada ao nível da escola, influencia ou não o desempenho acadêmico dos alunos. Pode-se também pretender saber como é que características do professor, como experiência e/ou estilo pedagógico, têm impacto na aprendizagem. Exemplos clássicos desse tipo de análise são encontrados em Cronbach e Webb (1975), Burstein, Linn e Capell (1978) e Longford (1985).

Além de permitir a correta análise de contexto (com eventual efeito de interação do grupo nos indivíduos, isto é, interação das variáveis da escola e dos alunos), o modelo de regressão multinível trata as escolas como uma amostra extraída da população de todas as escolas, com determinada distribuição de probabilidade subjacente.

O modelo de dois níveis considera “aluno” como a unidade do nível 1 e “escola” como a unidade do nível 2. Os alunos são identificados pelo índice i , e as escolas, pelo índice k . O índice k varia de 1 a K e o índice i varia de 1 a n_k , onde n_k representa o número de alunos da escola k . A variável resposta é *proficiência* _{ik} , que representa o desempenho escolar do aluno i na escola k . Como exemplo de ilustração, consideraremos as variáveis explicativas de nosso interesse, pois elas são mensuradas nos dois níveis da hierarquia, isto é, a defasagem³ idade-série do aluno ik (*defasagem* _{ik}) é mensurada no nível 1 porque é uma característica do aluno ik , e a variável indicadora de regime de organização do ensino em promoção automática (*prom_aut* _{k}) é mensurada no nível 2 porque se refere à escola k .

1. Os modelos multinível são também conhecidos como modelos lineares hierárquicos ou modelos de coeficientes aleatórios.

2. Ou forma alternativa de implementação das políticas de não-repetência.

3. Define-se defasagem, ou distorção, idade-série como a diferença entre a idade do aluno e a idade adequada para a série que ele frequenta.

O modelo de dois níveis para a *proficiência* do i -ésimo aluno na k -ésima escola especifica-se como segue:

$$profici\hat{e}ncia_{ik} = \beta_{0k} + \beta_{1k} defasagem_{ik} + e_{ik} \quad (1)$$

$$\beta_{0k} = \beta_{00} + \beta_{01}prom_aut_k + u_{0k} \quad (2)$$

$$\beta_{1k} = \beta_{10} + \beta_{11}prom_aut_k + u_{1k} \quad (3)$$

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

$$u_{0k} \sim N(0, \sigma_{u0}^2)$$

$$u_{1k} \sim N(0, \sigma_{u1}^2)$$

$$cov(e_{ik}, u_{0k}) = cov(e_{ik}, u_{1k}) = 0$$

$$cov(u_{0k}, u_{1k}) = \sigma_{u01}$$

Observe-se que tanto o intercepto como o coeficiente de inclinação são parâmetros aleatórios, variando de escola para escola (têm associado o índice k). O erro de nível 1 é e_{ik} , e u_{0k} e u_{1k} são os erros de nível 2, associados ao intercepto e à inclinação, respectivamente. Pressupõe-se que os erros seguem distribuição normal com média 0 e variâncias $\sigma_e^2, \sigma_{u0}^2, \sigma_{u1}^2$. A co-variância entre o intercepto e o coeficiente de inclinação é dada por σ_{u01} . O parâmetro de variância σ_e^2 representa a variabilidade intra-escolar, enquanto σ_{u0}^2 e σ_{u1}^2 representam a variabilidade entre escolas relativa ao intercepto e ao coeficiente de inclinação, respectivamente. Pressupõe-se que os erros de nível 1 e 2 sejam não-correlacionados entre si.

Assim, β_{00} representa o valor esperado da proficiência para o aluno com idade adequada para a série que frequenta e que estuda numa escola com ensino seriado; β_{10} e β_{01} são os efeitos principais das variáveis “defasagem” e “promoção

automática” na proficiência. β_{10} representa, em média, o efeito marginal na proficiência do aluno ik devido a cada ano que ele tem de atraso em face da idade adequada; β_{01} representa, em média, o efeito marginal na proficiência do aluno ik em virtude de ele estudar numa escola que adota “promoção automática”; e β_{11} é o coeficiente associado ao termo de interação da “defasagem” com a “promoção automática” e, adicionalmente aos efeitos principais das variáveis, representa o efeito marginal na proficiência do aluno por ano de “defasagem” idade-série quando ele estuda numa escola com “promoção automática”. O referido termo é um dos que permitem verificar a existência do efeito de interação do grupo no indivíduo, no caso, do efeito de uma variável que diz respeito a toda a escola (poderíamos classificá-la como uma variável de gestão/administração escolar) no desempenho individual.

O termo $u_{1k} defasagem_{ik}$ representa a ação contextual da escola, no aluno ik com *defasagem* escolar, que não é captada pelas variáveis incluídas na componente determinística do modelo.

Pode-se encontrar maiores detalhes sobre modelos de regressão multinível em Bryk e Raudenbush (1992), Longford (1993), Goldstein (1995), Kreft e De Leeuw (1998) ou Ferrão (2003).

2.2 Procedimento de estimação

Os parâmetros fixos — β_{00} , β_{10} , β_{01} , β_{11} — e aleatórios — σ_e^2 , σ_{u0}^2 , σ_{u1}^2 , σ_{01} — são desconhecidos e estimados a partir dos dados. Existem diversos procedimentos para a estimação dos parâmetros fixos e aleatórios do modelo de regressão multinível. Eles se baseiam fundamentalmente em dois métodos: método dos mínimos quadrados e método da maximização da função de verossimilhança.

As estimativas reportadas neste documento foram produzidas pelo procedimento dos Mínimos Quadrados Generalizados Iterativos (MQGI) — Iterative Generalized Least Squares (IGLS) — [Goldstein (1986)]. Quando a distribuição dos erros é normal, os estimadores têm as propriedades estatísticas equivalentes às obtidas pelo método de maximização da função de verossimilhança.⁴

O MQGI desenvolve-se em duas etapas, a saber: *a*) estimação dos parâmetros fixos e *b*) estimação dos parâmetros aleatórios.

A execução das duas etapas se sucede iterativamente até a obtenção da convergência para todas as estimativas dos parâmetros fixos e aleatórios. Cada uma das iterações do procedimento assemelha-se ao método dos mínimos quadrados

4. Para implementar o método de maximização da função de verossimilhança são usados os algoritmos de Newton-Raphson, Fisher Scoring, e o algoritmo EM. A revisão desses algoritmos pode ser encontrada em Longford (1993).

ordinários. Detalhes sobre o procedimento de estimação MQGI e sua implementação encontram-se em Goldstein (1995) e Ferrão (2003).

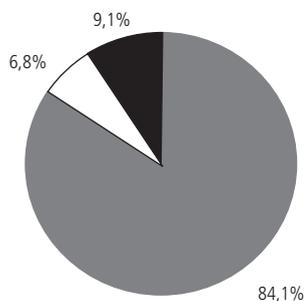
3 EXEMPLO DE APLICAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO MULTINÍVEL

3.1 Contexto do exemplo de aplicação

Em 1999, o número de alunos matriculados no ensino fundamental (EF) foi superior a 36 milhões, dos quais 91% estavam matriculados em escolas públicas. A taxa de escolarização na faixa etária de 7 a 14 anos era de 95,7% em 1999 e o percentual de crianças fora da escola entre 7 e 9 anos era de apenas 3,8%, conforme dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE.⁵ Verifica-se que o grupo etário de 5 e 6 anos (educação infantil) também vem apresentando melhorias substanciais. Vale enfatizar que, se a criança já está no sistema educacional (mesmo tratando-se da educação infantil) no grupo etário de 5 e 6 anos, já é um bom prenúncio de que dará início aos estudos do EF até a idade recomendada. Ferrão, Beltrão e Santos (2002) reproduziram o exercício desenvolvido em Mello (1991) quanto à distribuição da população na faixa etária dos 7 aos 14 anos por condição de escolarização — freqüenta a escola, evadiu-se, nunca freqüentou a escola. São apresentados em seguida os Gráficos 1 e 2 que ilustram tal distribuição.

Apesar da consistente melhoria nos indicadores educacionais, de 1988 para cá, 44% dos alunos no EF têm idade acima da adequada para a série que freqüentam [ver Inep (1999)], isto é, apresentam defasagem idade-série. Os malefícios, individuais e coletivos, associados à defasagem idade-série (quer seja devido à

GRÁFICO 1
CONDIÇÃO ESCOLAR DA POPULAÇÃO DE 7 A 14 ANOS — 1988

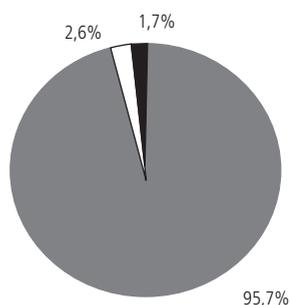


Com base nos dados da PNAD, verificamos que, em 1988, dos 26,7 milhões de crianças e jovens com idades compreendidas entre 7 e 14 anos, 84,1% freqüentavam a escola, 6,8% evadiram-se e 9,1% nunca haviam freqüentado a escola.

□ Evadido ■ Nunca freqüenta ■ Freqüenta

5. A PNAD é uma pesquisa nacional domiciliar cuja amostragem cobre áreas urbanas e rurais de todos os estados brasileiros, com exceção das áreas rurais da região Norte. A PNAD é realizada todos os anos, com exceção daqueles em que se realizam os censos.

GRÁFICO 2
CONDIÇÃO ESCOLAR DA POPULAÇÃO DE 7 A 14 ANOS — 1999



Já em 1999, dos 26,2 milhões de crianças e jovens com idades compreendidas entre 7 e 14 anos, 95,7% frequentou a escola, 2,6% evadiram-se e 1,7% nunca frequentou a escola.

□ Evadido ■ Nunca frequenta ■ Frequente

repetência, à evasão com posterior reingresso ou à entrada tardia na escola), têm sido muito discutidos na literatura. As soluções possíveis têm sido discutidas desde o final da década de 1950 e centralizam-se, fundamentalmente, na adoção de políticas de não-repetência. Apesar disso, só nos anos 1980 surgem propostas consistentes para a sua implementação, sob a forma de organização do ensino em ciclos, fases ou etapas. Essas políticas podem ter outras designações alternativas, tais como: progressão continuada ou promoção automática. Para alcançar os seus propósitos, a implementação das políticas de não-repetência precisa ser acompanhada não só da reformulação dos currículos, mas também da capacitação de professores (até mesmo para lidar com turmas homoetárias e heterogêneas quanto ao desenvolvimento cognitivo), entre outras medidas.

Qualquer que seja a medida implementada para a correção da defasagem idade-série, ela deve preservar a qualidade da educação provida à população, nomeadamente, garantindo que a promoção formal do aluno corresponda efetivamente à sua promoção real e, por conseguinte, que os alunos diplomados pelo EF tenham não só a idade adequada, mas também o domínio de conhecimentos e aptidões necessários ao pleno exercício da cidadania. Caso contrário, será o próprio sistema público de ensino a outorgar a exclusão educacional. Há muito pouca investigação quantitativa nesse domínio. Motivados pela centralidade do assunto, os autores continuam a estudá-lo, mantendo ainda o trabalho em curso.

3.2 Os dados do Saeb

O estudo foi realizado com a aplicação de modelos de regressão multinível aos dados do Saeb coletados em 1999, associados a algumas variáveis extraídas do censo escolar no mesmo ano (nomeadamente a informação sobre o regime de organização do ensino).

O Saeb é um levantamento em larga escala realizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep) do MEC a cada dois anos. Tem representatividade estadual e nacional com base numa amostra⁶ de alunos da 4ª e da 8ª séries do EF e da 3ª série do Ensino Médio (EM). Em 1999 o Saeb cumpriu o seu quinto ciclo de avaliação. Dele participaram cerca de 280 mil alunos, 43 mil professores e 7 mil diretores, em aproximadamente 7 mil escolas de todo o Brasil. O conhecimento dos alunos foi aferido nas disciplinas de língua portuguesa, matemática, geografia, história e ciências nas 4ª e 8ª séries do EF. Na 3ª série do EM foram testadas as mesmas disciplinas, à exceção de ciências que foi substituída por física, química e biologia.

A aplicação de modelos da teoria de resposta ao item (TRI) às respostas dos alunos nos testes permitiu a estimação de sua aptidão [ver Andrade e Klein (1999)]. Essa medida do desempenho escolar passará a ser designada por proficiência. A TRI torna possível o estabelecimento de uma só escala para todas as séries envolvidas na avaliação. Se os pressupostos subjacentes à TRI se verificarem, é garantida a comparabilidade espacial e temporal dos resultados. No caso do Saeb, a escala de proficiência varia de 0 a 500 pontos.

A todos os agentes envolvidos — alunos, professores e diretores — foram aplicados questionários para coletar características de contexto, de processo e insumos. Aplicadores externos preencheram questionários com informação relativa à turma e à escola. Outros detalhes sobre o Saeb podem ser encontrados em Inep (1999) ou Ferrão *et alii* (2002).

3.3 Especificação do modelo para os dados do Saeb

Esta subseção descreve cada um dos termos incluídos nos modelos cujos resultados são apresentados e comentados adiante. São utilizados os dados referentes aos alunos e escolas da 4ª série do EF da região Sudeste (São Paulo, Rio de Janeiro, Espírito Santo e Minas Gerais), estando envolvidos 16.066 alunos de 514 escolas. Nos dados da subamostra de Minas Gerais há 195 escolas, e nos de São Paulo, 88. O percentual de alunos em turmas com promoção automática é de 35,6% (1.862 alunos) em Minas Gerais e de 62,2% (2.276 alunos) em São Paulo.⁷

- Variável resposta

A variável resposta é a proficiência em matemática, ciências, língua portuguesa, história e geografia.

6. Detalhes adicionais sobre o plano amostral do Saeb-1999 encontram-se nos relatórios técnicos de Andrade, Silva e Bussab (1999), Bussab, Andrade e Silva (1999), Silva *et alii* (1999), e são resumidos no anexo de Ferrão, Beltrão e Fernandes (2002).

7. Segundo o Censo Escolar de 1999, a distribuição das escolas por regime de organização de ensino apresenta números diferentes: 45% das escolas em Minas Gerais estão organizadas somente em ciclos, e em São Paulo esse número atinge 70%.

- Intercepto

Dentro de cada turma, a alocação dos alunos às disciplinas testadas é feita aleatoriamente. Os modelos captam as diferenças de escala inerentes a cada disciplina através do ajuste do intercepto, separadamente, para cada uma delas. Os parâmetros aleatórios são considerados nos níveis 1 e 2 do modelo, conforme apresentado na seção anterior.

- Variáveis explicativas

- a) Controle socioeconômico e de raça/cor

Geralmente, os alunos de estratos sociais mais baixos apresentam proficiência mais baixa⁸ e maior defasagem idade-série. Para controlar esses efeitos, incluiu-se um índice⁹ do nível socioeconômico da família do aluno e a variável contextual do nível socioeconômico médio da população discente.¹⁰ Também foi considerada a “raça/cor” autodeclarada pelo aluno como variável de controle.¹¹ Essa variável é nominal¹² com as seguintes categorias: mulato/pardo, amarelo, indígena, negro (preto) e branco.

- b) Defasagem idade-série

A defasagem idade-série é uma das variáveis explicativas de interesse, tendo sido calculada como a diferença entre a idade do aluno e a idade adequada para a série que cursa (sete anos completos até julho do ano da matrícula.¹³ A idade do aluno foi determinada a partir da sua data de nascimento).

8. Ferrão (2002) e Ferrão, Beltrão e Fernandes (2002) mostram que o modelo nulo de dois níveis para a região Sudeste apresenta coeficiente de correlação intra-escola de 35%. Após o controle pelo *status* socioeconômico, o valor cai para 12,1%. Essas estimativas tornam evidente o hiato socioeconômico entre as famílias da região Sudeste.

9. Neste estudo foi usado o índice da Associação Brasileira dos Institutos de Pesquisa de Mercado (Abipeme) e o da Associação Nacional das Empresas de Pesquisa (Anep). O índice — Classificação Econômica Brasil, proposto e adotado por agências de pesquisa de mercado com o objetivo de avaliar o poder de compra das pessoas e famílias urbanas — foi computado a partir de dados primários, tais como a educação dos pais e a posse de bens de conforto (freezer, refrigerador, máquina de lavar roupa, automóvel etc.). A escala varia de A a E, indo das classes mais afluentes para as menos favorecidas; a variável foi recodificada para uma escala ordinal que varia de 1 (muito pobre) até 7 (muito rico); nome da variável: NSE. Os dados primários são coletados por meio de questionário aplicado aos alunos. O *status* socioeconômico do aluno é usualmente aferido pela escolaridade dos pais. No entanto, quando essa informação é obtida por meio de questionários respondidos pelos alunos, o uso da variável apresenta algumas limitações. Uma das conseqüências é a possível existência de co-variância espúria entre outras variáveis presentes no modelo (por exemplo raça/cor e proficiência) e eventual estimação viesada do efeito-escola.

10. Nome da variável contextual: NSE_escola.

11. Os modelos apresentados e discutidos naquele documento sugerem que o desempenho dos alunos negros é menor que o dos demais grupos, o que é confirmado pelos resultados obtidos neste trabalho. Uma vez que os negros, no Brasil, são em média mais pobres e de menor escolaridade, os pesquisadores admitem a hipótese de que a magnitude e a significância da estimativa associada a raça/cor se devem à inadequação do controle da variável socioeconômica utilizada. No entanto, ainda está em curso trabalho adicional sobre o assunto, nomeadamente a investigação da existência de discriminação por raça/cor em sala de aula.

12. É codificada como um conjunto de variáveis indicadoras tendo como nível de referência o branco.

13. No censo escolar, calcula-se a distorção idade-série considerando-se a idade do aluno em 31 de dezembro.

O impacto da defasagem idade-série do aluno sobre a proficiência é modelado da forma proposta anteriormente pelos autores [ver Ferrão e Beltrão (2001)]. Isso significa que o modelo contém um polinômio de 2º grau para a variável em causa, com termo aleatório associado ao coeficiente linear. Isso quer dizer que, em algumas escolas, o desempenho dos estudantes com idade acima da adequada é mais prejudicado do que em outras [ver Ferrão e Beltrão (2001)]. Adicionalmente, o modelo inclui uma função indicadora que assinala defasagem idade-série negativa, ou seja, a situação em que o aluno está adiantado.

c) Escola e interação

Além da variável contextual socioeconômica da escola, outras variáveis referentes ao nível 2 são consideradas nos modelos, tais como o regime de organização do ensino e o tipo de administração da escola (público¹⁴ versus privado). O regime de organização do ensino — entenda-se como sistema de promoção — é uma das variáveis de interesse e é do tipo categórica nominal. Ela é operacionalizada através de variáveis indicadoras: “promoção automática” para as escolas com esse regime, “misto”¹⁵ para as escolas com classes em regime seriado e classes em regime de promoção automática; o regime seriado foi considerado o nível de referência. Essa variável foi retirada do Censo Escolar de 1999.

O modelo inclui ainda os termos de interação do sistema de promoção (automática) com a escola pública, bem como da defasagem idade-série com o sistema de promoção. Através desses termos de interação, pretende-se testar se o impacto do sistema de promoção na proficiência dos alunos depende ou não do tipo de administração da escola. Com o termo de interação da defasagem idade-série com o sistema de promoção, procura-se verificar se os alunos com defasagem escolar que estudam em escolas com sistema de promoção automática têm ou não o seu desempenho reduzido.

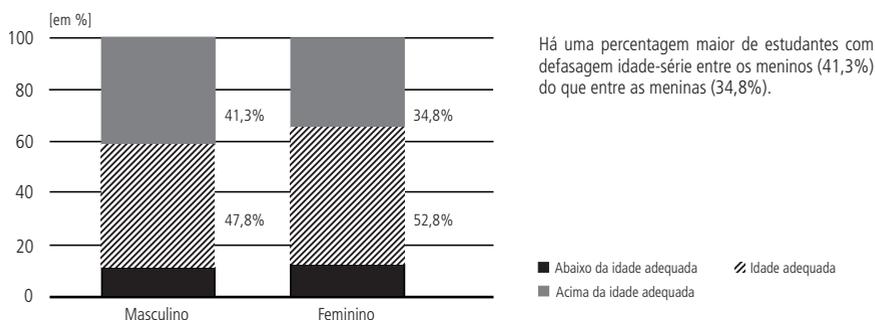
Foram testadas outras interações, tais como a do nível socioeconômico do aluno com o sistema de promoção. Pretendia-se verificar se alunos de classes sociais menos favorecidas teriam a sua proficiência impactada pelo regime de promoção de forma diferente dos alunos de classes mais afluentes. Essas estimativas, porém, não se apresentaram estatisticamente significativas.

14. O efeito da administração municipal não é estatisticamente diferente do efeito da estadual. Na amostra da região Sudeste há 200 escolas sob administração municipal e 114 sob administração estadual.

15. O questionário de turma do Saeb/99 não inclui a informação relativa ao regime de promoção. Assim, essa informação foi retirada do censo escolar para cada uma das escolas da amostra. Nos casos em que a escola declara a existência de ambos os regimes de promoção (aqui designado por regime misto de promoção) torna-se impossível determinar qual o regime a que cada turma amostrada está sujeita (na edição 2001 do Saeb essa informação foi coletada no questionário relativo à turma).

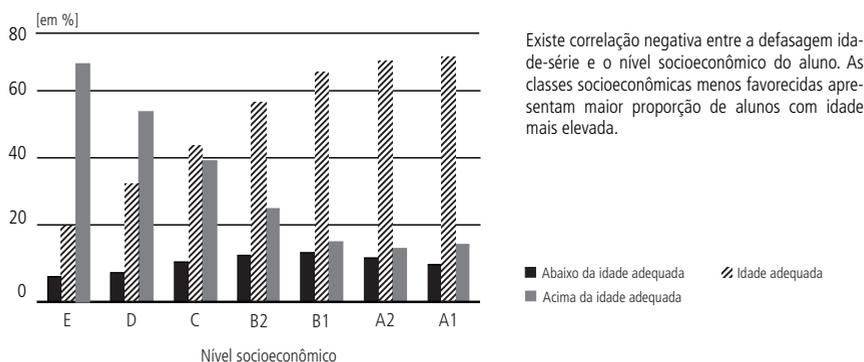
Os Gráficos 3, 4 e 5 mostram a distribuição da defasagem idade-série¹⁶ por sexo, nível socioeconômico e raça/cor, respectivamente, na região Sudeste (4ª série). Os Gráficos 6, 7 e 8 ilustram a relação bivariada entre proficiência e regime de organização do ensino, nível socioeconômico dos alunos e defasagem idade-série.

GRÁFICO 3
DEFASAGEM POR SEXO



Obs.: Está em desenvolvimento a modelagem da variável resposta binária "percurso escolar regular", onde a variável sexo é uma das co-variáveis. Os resultados preliminares da modelagem mostram que a razão de vantagem é maior entre as meninas do que entre os meninos.

GRÁFICO 4
DEFASAGEM POR NÍVEL SOCIOECONÔMICO



16. Categorizada em três níveis: abaixo da idade adequada, na idade adequada e acima da idade adequada.

GRÁFICO 5
DEFASAGEM SEGUNDO RAÇA/COR

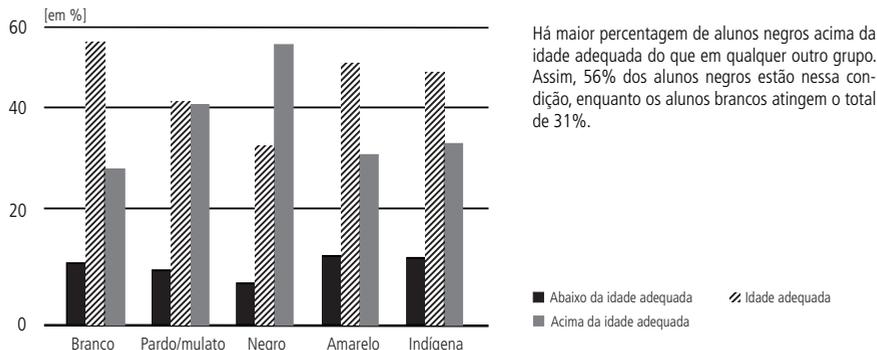


GRÁFICO 6
PROFICIÊNCIA POR REGIME DE ORGANIZAÇÃO DO ENSINO

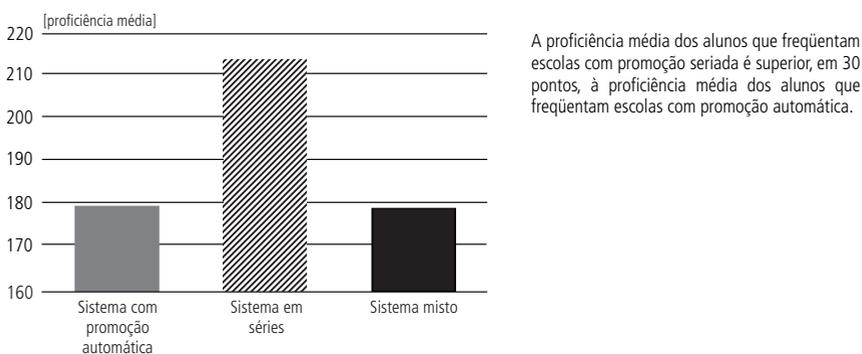


GRÁFICO 7
PROFICIÊNCIA POR NÍVEL SOCIOECONÔMICO

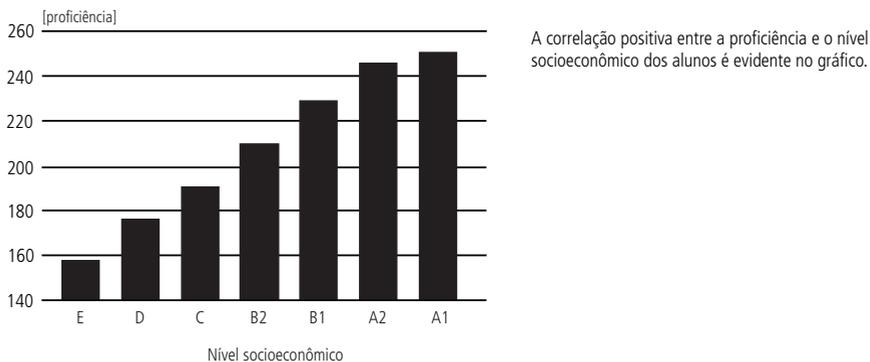
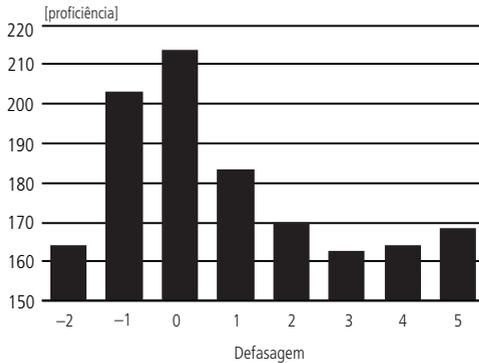


GRÁFICO 8
PROFICIÊNCIA POR DEFASAGEM IDADE-SÉRIE



O gráfico mostra a relação entre proficiência e defasagem idade-série. Podemos verificar que os alunos abaixo da idade adequada e os que estão acima dela têm a sua proficiência reduzida, quando comparada com a dos alunos em idade adequada.

4 RESULTADOS

Toda a computação foi realizada no MLwin 1.1 [ver Rasbash *et alii* (2000)] e o procedimento de estimação utilizado foi o IGLS. O plano amostral não foi considerado nas estimativas que se apresentam nas tabelas. No entanto, foi feita a estimação considerando o plano amostral, através do segundo procedimento de escalonamento dos pesos [Pfeffermann *et alii* (1998)], e os resultados obtidos confirmam as conclusões substantivas deste artigo.

As Tabelas 1 e 2 apresentam as estimativas pontuais e respectivos erros-padrão para os parâmetros fixos e aleatórios dos modelos ajustados para São Paulo e Minas Gerais [os resultados para a região Sudeste encontram-se em Ferrão, Beltrão e Santos (2002)]. O modelo 1 contém apenas variáveis explicativas associadas aos alunos (nível 1). Os modelos 2 e 3 contêm todas as variáveis explicativas descritas anteriormente, à exceção da variável contextual socioeconômica que não está incluída no modelo 2.

De forma geral, pode-se observar consistência nas estimativas dos coeficientes associados às variáveis de alunos. Para essas variáveis, compare os resultados em linha, tanto para São Paulo quanto para Minas Gerais.

Em todos os modelos, as estimativas dos parâmetros associados à defasagem idade-série confirmam os resultados obtidos em Ferrão e Beltrão (2001). Quer dizer, no que diz respeito a São Paulo, a estimativa do coeficiente fixo associado à variável é de $-18,4$ no modelo 1, de $-17,3$ no modelo 2 e de $-16,5$ no modelo 3. Já no que se refere a Minas Gerais, a estimativa do coeficiente fixo associado à variável é de $-15,4$ no modelo 1, e de $-14,1$ e $-13,9$, respectivamente, nos modelos 2 e 3. Adicionalmente, a estimativa do coeficiente do termo quadrático situa-se em torno de duas unidades de proficiência em ambos os estados. Considerando apenas a variável defasagem idade-série, aqueles números representam o quanto

TABELA 1
ESTIMATIVAS DOS MODELOS AJUSTADOS PARA SÃO PAULO

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Parâmetros fixos			
Intercepto fixo das disciplinas			
Ciências	208,5 (3,5)	235,6 (3,9)	206,9 (5,8)
Geografia	227,5 (3,5)	254,8 (3,9)	226,1 (5,8)
História	214,8 (3,5)	241,8 (3,9)	213,1 (5,8)
Português	207,4 (3,5)	234,4 (3,9)	205,7 (5,8)
Matemática	215,2 (3,5)	242,3 (3,9)	213,6 (5,8)
Intercepto aleatório			
Promoção automática	---	-31,4 (7,1)	-8,8 (7,0)
Promoção mista	---	-11,4 (12,1)	-12,0 (9,9)
Escola pública	---	-35,8 (9,4)	-0,5 (9,7)
NSE_escola	---	---	18,5 (3,0)
Promoção automática <i>versus</i> escola pública	---	20,8 (11,6)	-3,2 (10,4)
NSE	3,9 (0,8)	3,1 (0,8)	2,1 (0,8)
Abaixo da idade adequada	-6,5 (2,3)	-6,9 (2,3)	-6,9 (2,3)
Defasagem idade-série			
Intercepto	-18,4 (2,3)	-17,3 (2,6)	-16,5 (2,7)
Promoção automática	---	-1,1 (2,3)	-1,6 (2,3)
Defasagem idade-série ao quadrado	2,3 (0,5)	2,2 (0,5)	2,2 (0,5)
Pardo/branco	-4,7 (1,8)	-4,1 (1,8)	-3,7 (1,8)
Negro/branco	-21,5 (3,0)	-21,0 (3,0)	-20,9 (3,0)
Amarelo/branco	-7,0 (3,7)	-6,9 (3,7)	-6,9 (3,7)
Indígena/branco	-4,3 (5,0)	-4,4 (5,0)	-3,8 (5,0)
Parâmetros aleatórios			
Nível 2 — Escola			
Intercepto	712,5 (119,3)	277,7 (53,2)	176,8 (37,4)
Defasagem	27,3 (11,9)	24,3 (11,1)	25,1 (11,2)
Intercepto <i>versus</i> defasagem	-32,4 (29,9)	-29,7 (19,6)	-25,3 (16,6)
Nível 1 — Aluno			
Intercepto	1.749,1 (44,9)	1.749,9 (45,1)	1.749,1 (45,1)

Obs.: Os erros-padrão estão colocados entre parênteses.

TABELA 2
ESTIMATIVAS DOS MODELOS AJUSTADOS PARA MINAS GERAIS

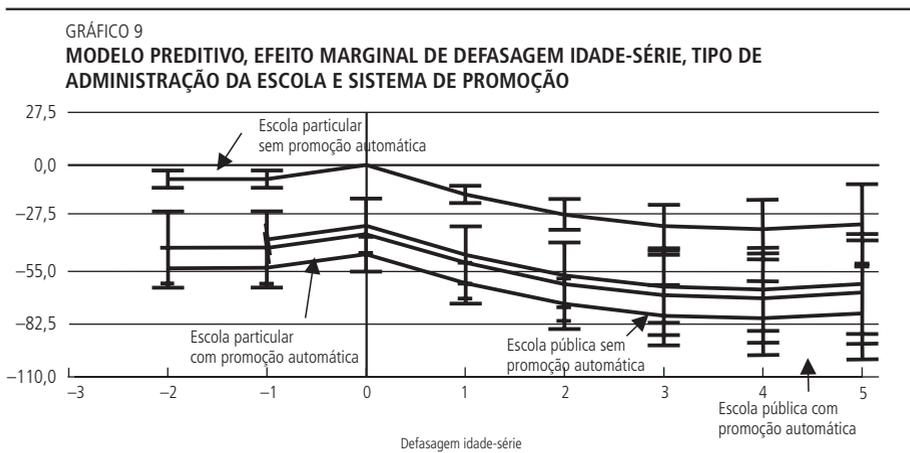
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Parâmetros fixos			
Intercepto fixo das disciplinas			
Ciências	198,9 (2,5)	235,1 (3,2)	209,1 (4,0)
Geografia	218,7 (2,5)	255,1 (3,2)	229,2 (4,0)
História	205,1 (2,5)	241,2 (3,2)	215,3 (4,0)
Português	196,2 (2,5)	232,2 (3,2)	206,2 (4,0)
Matemática	208,3 (2,5)	244,4 (3,2)	218,4 (4,0)
Intercepto aleatório			
Promoção automática	---	-0,9 (3,6)	-6,1 (3,2)
Promoção mista	---	5,7 (8,9)	-0,02 (7,6)
Escola pública	---	-49,8 (4,0)	-4,2 (6,0)
NSE_escola	---	---	17,4 (1,9)
Promoção automática <i>versus</i> escola pública	---	*	*
NSE	6,5 (0,6)	4,6 (0,6)	3,2 (0,7)
Abaixo da idade adequada	-11,7 (2,5)	-11,6 (2,5)	-11,2 (2,5)
Defasagem idade-série			
Intercepto	-15,4 (1,5)	-14,1 (1,6)	-13,9 (1,6)
Promoção automática	---	-1,1 (2,5)	-0,8 (1,2)
Defasagem idade-série ao quadrado	2,0 (0,3)	2,0 (0,3)	2,0 (0,3)
Pardo/branco	0,3 (1,4)	0,2 (1,4)	-0,01 (1,4)
Negro/branco	-10,1 (2,4)	-10,2 (2,4)	-10,1 (2,4)
Amarelo/branco	2,7 (3,0)	2,5 (3,0)	2,5 (3,0)
Indígena/branco	2,7 (3,5)	2,7 (3,5)	2,8 (3,5)
Parâmetros aleatórios			
Nível 2 — Escola			
Intercepto	702,8 (86,3)	297,0 (43,4)	187,6 (31,3)
Defasagem	10,3 (5,5)	7,5 (5,0)	8,9 (5,1)
Intercepto x defasagem	-58,1 (18,3)	-20,4 (12,3)	-20,1 (10,8)
Nível 1 — Aluno			
Intercepto	1.578,6 (34,1)	1.563,8 (33,8)	1.562,3 (33,7)

* Somente as escolas públicas têm promoção automática.

Obs.: Os erros-padrão estão colocados entre parênteses.

a proficiência dos alunos é reduzida, em média, por ano de defasagem. Assim, para São Paulo os modelos 2 e 3 sugerem que a defasagem de um ano reduz em média 15 unidades no desempenho do aluno, enquanto a defasagem de dois anos provoca, em média, a redução de 25 pontos. Cálculos semelhantes para Minas Gerais mostram que a redução na proficiência do aluno atribuível a um ano de defasagem idade-série é de 12 pontos, e de 20 se a defasagem for de dois anos. Quanto a raça/cor, também se confirmam resultados anteriormente mencionados de que os alunos negros têm proficiência inferior aos seus colegas e de que não existe diferença estatisticamente significativa entre os alunos brancos, pardos, amarelos e indígenas.

Os resultados do impacto do regime de organização do ensino com promoção automática em São Paulo e Minas Gerais são diferentes, principalmente devido à interferência da variável contextual socioeconômica naquele primeiro estado. Comparando os resultados dos modelos 2 e 3 na Tabela 1, observamos que, quando o modelo inclui a variável contextual socioeconômica (modelo 3), todas as estimativas relativas ao sistema de promoção automática e ao tipo de administração da escola tornam-se estatisticamente não-significativas. O Gráfico 9 ilustra os resultados do modelo 2 e facilita a interpretação do impacto da promoção automática no desempenho escolar. As curvas representam a componente preditiva do modelo relativa às variáveis defasagem idade-série, tipo de administração da escola e sistema de promoção.



17. A percentagem de alunos em cada grupo é: escola particular sem promoção automática, 26%; escola particular com promoção automática, 9,3%; escola pública sem promoção automática, 11,8%; e escola pública com promoção automática, 52,9%.

Verifica-se que as estimativas pontuais associadas à adoção da promoção automática são desfavoráveis (observe-se que as curvas relativas à promoção automática são mais negativas, quer nas escolas públicas quer nas particulares). No entanto, tratando-se de estimativas, convém observar o respectivo intervalo de confiança. A partir dele pode-se concluir que não há diferença estatisticamente significativa entre o rendimento dos alunos das escolas públicas (que constituem a amostra) com e sem promoção automática (observe-se que há sobreposição dos intervalos de confiança). Já nas escolas particulares, para os alunos com defasagem menor do que quatro anos, é possível perceber a diferença. O desempenho dos alunos em escolas particulares sem promoção automática é superior ao de todos os outros, diferença essa estatisticamente significativa. Além disso, não há diferença entre escolas públicas e particulares com promoção automática. Os alunos com mais de três anos de idade além da adequada, nas escolas particulares sem promoção automática, atingem resultados que não são estatisticamente diferenciáveis aos dos estudantes em escolas particulares com promoção automática e em escolas públicas sem promoção automática (também existe sobreposição dos intervalos de confiança).

Quanto a Minas Gerais, os resultados da Tabela 2 sugerem que não existe efeito substancial da promoção automática sobre a proficiência dos alunos. Apesar de o efeito ser estatisticamente significativo ao nível de 10% (mas não de 5%), a sua magnitude é muito inferior ao efeito marginal da variável defasagem idade-série.

Em qualquer dos estados, a estimativa associada ao termo de interação da defasagem idade-série com a promoção automática não é estatisticamente significativa, como pode ser constatado pelos resultados dos modelos 2 e 3 nas Tabelas 1 e 2. Dessa forma, não há evidência de que alunos com defasagem escolar tenham o seu desempenho acadêmico reduzido em relação aos colegas por estudar em escolas que implementam a política de não-repetência.

Também foi investigado se os alunos mais pobres tinham o seu rendimento reduzido quando estudavam em escolas com promoção automática. A interação do nível socioeconômico dos alunos com a promoção automática foi testada nos dois modelos, mas não se encontrou efeito estatisticamente significativo. Conclui-se, portanto, não haver evidência de que os alunos mais pobres das escolas com promoção automática tenham, em média, menor proficiência. Entretanto, a interação da variável contextual socioeconômica com a promoção automática foi positiva e estatisticamente significativa.

O estudo conta com algumas limitações, nomeadamente a de representatividade da amostra em relação à população das escolas que implementam políticas de não-repetência. Outra limitação diz respeito à variável, extraída do

Censo Escolar de 1999, sobre o regime de organização do ensino que, em determinados casos, não permite identificar qual o regime em que a turma amostrada se encontra (nas tabelas consta “promoção mista”). Entretanto, o trabalho em curso desenvolvido com os dados do Saeb-2001 ultrapassa esse tipo de limitação.

5 CONCLUSÃO

Neste artigo apresenta-se o modelo de regressão multinível de dois níveis, no qual o aluno é a unidade do nível 1 e a escola é a unidade do nível 2. Como exemplo de aplicação, usou-se o estudo do impacto do regime de organização do ensino (seriado *versus* promoção automática) nos resultados escolares dos alunos. Modelos de regressão multinível (nível 1 = aluno, nível 2 = escola) são aplicados aos dados do Saeb-1999 da região Sudeste referentes à 4ª série do ensino fundamental.

Os resultados dos modelos confirmam achados de trabalhos anteriores, nomeadamente, a proficiência dos alunos com defasagem idade-série é inferior comparativamente à dos alunos em idade adequada, mas em algumas escolas o desempenho acadêmico daqueles alunos é mais penalizado do que em outras. Além disso, esse efeito não é linear: as perdas seguem um polinômio de 2º grau.

Em relação às escolas que constituem a amostra, os modelos apresentados sugerem que, nos Estados de São Paulo e Minas Gerais, o regime de promoção automática, pelo menos nas escolas públicas, pode contribuir para a correção da defasagem idade-série sem perda da qualidade na educação. Em São Paulo, por exemplo, as estimativas associadas à co-variável defasagem revelam um efeito marginal na proficiência mais penalizante do que as estimativas pontuais associadas às co-variáveis que representam o sistema de promoção automática (*versus* promoção por série). Isso sugere que o desempenho escolar de um aluno em risco tende a ser melhor se ele for promovido do que se ele ficar retido.

Não foi encontrada evidência de que o desempenho acadêmico dos alunos com defasagem idade-série seja inferior ao desempenho dos alunos em idade adequada por causa do regime de organização do ensino em vigor na escola que ele frequenta. Também não ficou evidenciado que alunos desfavorecidos socioeconomicamente, que estudam em escolas com promoção automática, tenham desempenho inferior aos seus colegas. No momento, o estudo está sendo refeito com os dados do Saeb-2001 e estendido a outras unidades da federação onde a percentagem de escolas com promoção automática seja superior a 20%.

Os resultados confirmam ainda evidências, relatadas em trabalhos anteriores, de que os alunos negros têm rendimento inferior ao de seus colegas. Os autores suspeitam de que essa evidência pode ser atribuída à debilidade do controle da variável socioeconômica utilizada. Investigação adicional está em curso sobre o assunto.

ABSTRACT

The last few years have seen a rising consensus amongst researchers that multilevel or hierarchical models are the most appropriate when the data carry the grouping structure of the population in which they were collected. In this article, we briefly explain how this kind of model works through formal models and discussion on how they are estimated and illustrate their use with data from the 1999 Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb). Our final objective is to evaluate the cognitive impact of non-repetition policies on fourth grade students of the southeast region in Brazil. This study is part of a larger line of research on policies to correct age grade lag developed by the authors.

BIBLIOGRAFIA

- ANDRADE, D. F., KLEIN, R. Métodos estatísticos para avaliação educacional: teoria da resposta ao item. Artigos e Opiniões. *Boletim da ABE*, ano XV, n. 43, 1999.
- ANDRADE, D. F., SILVA, P. L. N., BUSSAB, W. Plano Amostral Saeb-99: definição do universo a ser investigado. Inep, 1999 (Relatório Interno).
- BRYK, A. S. R., AUDENBUSH, S. W. *Hierarchical linear models*. Sage, 1992.
- BURSTEIN, L., LINN, R. L., CAPELL, F. J. Analysing multilevel data in the presence of heterogeneous within-class regressions. *Journal of Educational Statistics*, v. 3, p. 347-383, 1978.
- BUSSAB, W., ANDRADE, D. F., SILVA, P. L. N. Plano amostral Saeb-99: definição do plano amostral. Inep/MEC, 1999 (Relatório Técnico).
- CRONBACH, L. J., WEBB, N. Between class and within class effects in a reported aptitude X treatment interaction: a reanalysis of a study by G. L. Anderson. *Journal of Educational Psychology*, v. 67, p. 717-724, 1975.
- FERRÃO, M. E. Componentes do efeito-escola no Brasil. In: MURILLO, F. J. (coord.). *Investigaciones sobre eficacia escolar en Iberoamerica*. Bogotá: Cide, 2002 (no prelo).
- . *Introdução aos modelos de regressão multinível em educação*. Campinas: Komedi, 2003.
- FERRÃO, M. E., BELTRÃO, K. *Tracing schools which do not penalize over-age students*. Documento apresentado na 27ª Conferência Anual da International Association for Educational Assessment, Rio de Janeiro, 2001.
- FERRÃO, M. E., BELTRÃO, K., FARIÑAS, M., FERNANDES, C., SANTOS, D. P. *Modelagem do Saeb-99: modelos multiníveis*. Inep/MEC, 2001 (Relatório Técnico).
- FERRÃO, M. E., BELTRÃO, K. I., FERNANDES, C. *Aprendendo sobre escola eficaz — evidências do Saeb-99*. Inep/MEC, 2002 (no prelo).
- FERRÃO, M. E., BELTRÃO, K. I., FERNANDES, C., SANTOS, D., SUAREZ, M., ANDRADE, A. C. O Saeb — Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica: objetivos, características e contribuições na investigação da escola eficaz. *Revista Brasileira de Estudos da População*, 2002 (no prelo).

- FERRÃO, M. E., BELTRÃO, K. I., SANTOS, D. Política de não-repetência e a qualidade da educação: evidências obtidas da modelagem dos dados da 4ª série do Saeb-99. *Estudos em Avaliação Educacional*, 2002 (no prelo).
- FERRÃO, M. E., FERNANDES, C. Modelo multinível: uma aplicação a dados de avaliação educacional. *Estudos em Avaliação Educacional*, v. 22, p. 135-153, 2000.
- . A escola brasileira faz diferença? Uma investigação dos efeitos da escola na proficiência em matemática dos alunos da 4ª série. In: CRESO, F. (ed.). *Ciclos, promoção e avaliação na educação brasileira*. Porto Alegre: Artmed, 2001.
- GOLDSTEIN, H. Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares. *Biometrika*, v. 73, p. 43-56, 1986.
- . *Multilevel Statistical Models*. Edward Arnold, 1995.
- INEP. *Saeb 97, primeiros resultados*. Brasília: MEC, 1999.
- KREFT, I., DE LEEUW, J. *Introducing multilevel modeling*. Sage, 1998.
- LONGFORD, N. T. Mixed linear models and application to schools effectiveness. *Computational Statistics Quarterly*, v. 2, p. 109-117, 1985.
- . *Random coefficient models*. Oxford Publications, 1993.
- MELLO, G. N. de. Políticas públicas de educação. *Estudos Avançados*, v. 5, n. 13, p. 7-47, 1991.
- PFEFFERMANN, D., SKINNER, C. J., HOLMES, D. J., GOLDSTEIN, H., RASBASH, J. Weighting for unequal selection probabilities in multilevel models. *J. R. Statistical Societ*, v. B, n. 60, p. 22-40, 1998.
- RASBASH, J., BROWNE, W., HEALY, M., CAMERON, B., CHARLTON, C. *MIwiN. Multilevel Models Project*. University of London, Institute of Education, 2000.
- SILVA, P. L. N., BUSSAB, W. *Plano amostral Saeb-99: definição do universo a ser investigado*. Inep, 1999 (Relatório Interno).
- SILVA, P. L. N., BUSSAB, W., ANDRADE, D. F., FREITAS, M. P. S. *Plano amostral Saeb-99: procedimentos de estimação com a amostra realizada*. Inep, 1999 (Relatório Interno).

(Originais recebidos em julho de 2002. Revistos em novembro de 2002.)

