

## Modelando desfechos comuns: vies e precisão

### Modeling common outcomes: bias and precision

Álvaro Vigo <sup>1</sup>

<sup>1</sup> Instituto de Matemática, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil.

#### Correspondência

A. Vigo  
Departamento de Estatística, Instituto de Matemática,  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul.  
Av. Bento Gonçalves 9500, Prédio 43-111,  
Porto Alegre, RS 91509-900, Brasil.  
vigo@orion.ufrgs.br

Senhor Editor,

É bem conhecido que em estudos com desfecho comum (usualmente > 10%) a razão de chances (*odds ratio*) obtida mediante regressão logística tende a produzir vieses nas medidas de associação analisadas, superestimando ou subestimando, quando a razão for maior ou menor do que 1, respectivamente <sup>1</sup>. O assunto mereceu revisão recente <sup>2</sup> e foi tema de editorial no *American Journal of Epidemiology* <sup>3</sup>, afirmando que não há mais justificativa para a utilização de regressão logística quando o desfecho é comum, pois nesses casos, estimativas de razão de chances não são uma boa aproximação para razão de riscos ou razão de prevalências.

A leitura da última edição de *Cadernos de Saúde Pública* motivou reflexão sobre essa questão. O artigo *Auto-avaliação da Saúde Bucal entre Adultos e Idosos Residentes na Região Sudeste: Resultados do Projeto SB-Brasil, 2003* <sup>4</sup>, apesar da relevância de seus achados, elegeu a regressão logística como método de análise da auto-avaliação da saúde bucal, cujas prevalências de resposta nas categorias ótima ou boa foram 44,2% e 58,9%, respectivamente para os grupos etários 35-44 anos e 65-74 anos.

Como esse não é um caso isolado, refletindo prática comum no Brasil (e fora dele!), cabe avaliar quais são as alternativas disponíveis. Há pelo menos três formas de se estimar razão de prevalências com menor vies e, mais importante, com maior precisão <sup>1,5,6,7</sup>, listadas a seguir, e seu uso hoje é facilitado pela sua disponibilidade em pacotes estatísticos freqüentemente encontrados no mercado:

- Modelo log-binomial;
- Regressão de Poisson modificada ou robusta;
- Regressão logística com estimação robusta do erro padrão (*GEE-logistic model*).

É importante salientar o papel da estimação robusta da variância dos estimadores na regressão de Poisson, pois o modelo padrão de regressão de Poisson usualmente produz intervalos de confiança maiores, se comparados àqueles obtidos mediante o modelo log-binomial; o erro Poisson superestima o erro binomial quando o desfecho é comum <sup>1,2</sup>. O mesmo fascículo de *Cadernos de Saúde Pública* inclui dois ar-

tigos <sup>8,9</sup>, que embora tenham utilizado regressão de Poisson nas análises ajustadas, não referem ter incorporado estimação robusta da variância. Portanto, esses resultados podem ser menos precisos.

Alternativamente, uma quarta possibilidade seria empregar o modelo de regressão de Poisson com parâmetro de escala para corrigir os erros-padrão na presença de sobre- ou sub-dispersão pode ser facilmente implementado e demonstrações empíricas mostram que produz resultados similares <sup>5</sup>.

Concluindo, estimativas viciadas e com variância superestimada de risco relativo podem ter impacto em decisões clínicas ou de saúde pública. Para minimizar esse problema, revistas como *Cadernos de Saúde Pública*, sempre preocupada em zelar pela validade da informação divulgada, poderiam exercer papel importante no país para mudança desse cenário. O editorial do *American Journal of Epidemiology* <sup>3</sup> recomendou o uso do modelo log-binomial ou, caso este não obtenha convergência, a regressão de Poisson modificada, sempre que os desfechos analisados sejam freqüentes. Sugere-se incorporar nas rotinas editoriais verificação do uso adequado dos métodos analíticos disponíveis nesse contexto.

1. McNutt LA, Wu C, Xue X, Hafner JP. Estimating the relative risk in cohort studies and clinical trials of common outcomes. *Am J Epidemiol* 2003; 157:940-3.
2. Greenland S. Model-based estimation of relative risks and other epidemiologic measures in studies of common outcomes and in case-control studies. *Am J Epidemiol* 2004; 160:301-5.
3. Spiegelman D, Hertzmark E. Easy SAS calculations for risk or prevalence ratios and differences. *Am J Epidemiol* 2005; 162:199-200.
4. Matos DL, Lima-Costa MF. Auto-avaliação da saúde bucal entre adultos e idosos residentes na Região Sudeste: resultados do Projeto SB-Brasil, 2003. *Cad Saúde Pública* 2006; 22:1699-707.
5. Barros AJ, Hirakata VN. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. *BMC Med Res Methodol* 2003; 3:21.
6. Skov T, Deddens J, Petersen MR, Endahl L. Prevalence proportion ratios: estimation and hypothesis testing. *Int J Epidemiol* 1998; 27:91-5.
7. Zou G. A modified Poisson regression approach to prospective studies with binary data. *Am J Epidemiol* 2004; 159:702-6.
8. Maragno L, Goldbaum M, Gianini RJ, Novaes HMD, César CLG. Prevalência de transtornos mentais comuns em populações atendidas pelo Programa Saúde da Família (QUALIS) no Município de São Paulo, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2006; 22:1639-48.
9. Sturmer G, Dias-da-Costa JS, Olinto MTA, Menezes AMB, Gigante DP, Macedo S. O manejo não

medicamentoso da hipertensão arterial sistêmica no Sul do Brasil. *Cad Saúde Pública* 2006; 22:1727-37.

Recebido em 26/Jul/2006

Aprovado em 27/Jul/2006

### Lima-Costa MF & Matos DL respondem

Lima-Costa MF & Matos DL respond

Maria Fernanda Lima-Costa <sup>1,2</sup>  
Divane Leite Matos <sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> Núcleo de Estudos em Saúde Pública e Envelhecimento, Centro de Pesquisas René Rachou, Fundação Oswaldo Cruz/Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil.

<sup>2</sup> Programa de Pós-graduação em Saúde Pública, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil.

#### Correspondência

M. F. Lima-Costa

Núcleo de Estudos em Saúde Pública e Envelhecimento, Centro de Pesquisas René Rachou, Fundação Oswaldo Cruz/Universidade Federal de Minas Gerais.

Av. Augusto de Lima 1715, sala 609, Belo Horizonte, MG 30190-002, Brasil.  
lima-costa@cpqrr.fiocruz.br

Senhor Editor,

Em carta enviada ao Editor de *Cadernos de Saúde Pública*, Álvaro Vigo considerou inadequado o uso do *odds ratio* (OR) no trabalho intitulado *Auto-avaliação da Saúde Bucal entre Adultos e Idosos Residentes na Região Sudeste: Resultados do Projeto SB-Brasil, 2003*<sup>1</sup>. A crítica está baseada no fato de o OR superestimar ou subestimar a força da associação quando a doença é comum. Nesta situação, a razão de prevalência (RP) deveria ser usada em lugar daquele<sup>2,3,4,5,6,7</sup>. Entretanto, existe muito debate<sup>8,9,10</sup> sobre esse assunto, ao contrário do consenso sugerido pelo *missivista*.

Cabe inicialmente uma distinção entre risco relativo (RR), RP e OR. O RR é uma razão de incidências, sendo possível estimá-lo em estudos nos quais a incidência da doença entre expostos e não expostos pode ser determinada. A RP é uma razão que pode ser estimada em situações nas quais a prevalência, mas não a incidência, é conhecida. O OR é a razão de *odds* da exposição entre doentes e não doentes, sendo possível estimá-lo quando a prevalência ou a incidência da doença são desconhecidas e, também, quando elas são conhecidas. O OR é uma estimativa do RR quando a doença é rara, mas quando a doença é comum ele superestima ou subestima a força da associação. O mesmo raciocínio se aplica à relação entre OR e RP. E nisso reside a polêmica!

A título de ilustração, nós fizemos uma reanálise dos dados do trabalho que gerou a controvérsia, estimando-se as RP por meio da regressão de Poisson ro-

busta. Para a faixa etária mais velha, os resultados finais da análise mostraram as seguintes associações significantes: renda familiar mais alta (RP = 1,29; IC95%: 1,12-1,50); percepção de não-necessidade atual de tratamento odontológico (RP = 1,58; IC95%: 1,40-1,77) e presença de 1-19 dentes (RP = 0,81; IC95% = 0,69-0,95). Como era de se esperar, essa análise reduziu a magnitude, mas não modificou a hierarquia, a significância e a direção das associações originalmente observadas, verificando-se o mesmo na faixa etária mais jovem (dados não apresentados). Esses resultados mostram que as implicações para a Saúde Pública das estimativas dos OR obtidos por meio da regressão logística múltipla, ou das estimativas das RP obtidas por meio da regressão de Poisson robusta foram as mesmas.

Para finalizar, é importante salientar que o OR é uma medida da associação *per se*<sup>9</sup>. O problema existe quando ele é interpretado erroneamente como uma estimativa da RP em situações nas quais ele não é. Desta forma, a questão não é o uso do OR em estudos de prevalência, mas sim a interpretação equivocada do seu significado.

1. Matos DL, Lima-Costa MF. Auto-avaliação da saúde bucal entre adultos e idosos residentes na Região Sudeste: resultados do Projeto SB-Brasil, 2003. *Cad Saúde Pública* 2006; 22:1699-707.
2. Lee J. Odds ratio or relative risk for cross-sectional data? *Int J Epidemiol* 1994; 23:201-3.
3. Hughes K. Odds ratios in cross-sectional studies. *Int J Epidemiol* 1995; 24:463-4.
4. Osborn J, Cattaruzza MS. Odds ratio and relative risk for cross sectional data. *Int J Epidemiol* 1995; 24:464-5.
5. Zocchetti C, Consonni D, Bertazzi PA. Relations between prevalence rate ratios and odds ratio in cross-sectional studies. *Int J Epidemiol* 1997; 26:220-3.
6. Thompson ML, Myers JE, Kriebel D. Prevalence odds ratio or prevalence ratio in the analysis of cross sectional data: what is to be done? *Occup Environ Med* 1998; 55:272-7.
7. Barros AJ, Hiraikata VN. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. *BMC Med Res Methodol* 2003; 3:21.
8. Pearce N. Effect measures in prevalence studies. *Environ Health Perspect* 2004; 112:1047-50.
9. Tian L, Liu K. Re: easy SAS calculations for risk or prevalence ratios and differences. *Am J Epidemiol* 2006; 163:1157-8.
10. Neogi T, Zhang Y. Re: easy SAS calculations for risk or prevalence ratios and differences. *Am J Epidemiol* 2006; 163:1157.

Recebido em 07/Ago/2006

Aprovado em 08/Ago/2006