

Contexto sócio-econômico e percepção da saúde bucal em uma população de adultos no Rio de Janeiro, Brasil: uma análise multinível

Socioeconomic context and perceived oral health in an adult population in Rio de Janeiro, Brazil: a multilevel analysis

Wagner de Souza Tassinari ^{1,2}
 Antônio Ponce de León ¹
 Guilherme Loureiro Werneck ^{1,3}
 Eduardo Faerstein ¹
 Claudia S. Lopes ¹
 Dora Chor ²
 Paulo Nadanovsky ¹

Abstract

One of the main limitations of the ecological design is aggregation bias. The problem can be addressed by designs that use small contextual hierarchical units with internal homogeneity. This study aimed to compare different geographic data structures in order to explore contextual effects of socioeconomic variables on the odds of perceived poor oral health. The analyses were based on a mixed design that included data from civil servants participating in the "Pró-Saúde" censuses I and II and residing in the city of Rio de Janeiro, Brazil, in 1999 (n = 2,426); contextual data were obtained from the National Demographic Census conducted in 1991. We used the variance partition coefficient to compare different geographic hierarchical structures. In this study, the smallest geographic partition (census tract) was the best unit for contextual analysis for studying variability in perceived poor oral health. Individual socioeconomic attributes explained more of the variance in perceived oral health than did the socioeconomic contexts of residential areas.

Oral Health; Socioeconomic Analysis; Adult

Introdução

Quando o objetivo central de um estudo epidemiológico é investigar efeitos do meio social, econômico ou ambiental na saúde de uma população, estudos ecológicos são considerados os delineamentos mais apropriados ¹. Porém, muito se debate a respeito da fragilidade dos desenhos ecológicos quando se quer estimar o efeito contextual de uma exposição na saúde de indivíduos como, por exemplo, o efeito da poluição ambiental na ocorrência de doenças respiratórias. Tal exposição é comum aos indivíduos que fazem parte de uma mesma base territorial (geográfica) ou institucional. Delineamentos ecológicos são mais susceptíveis a vieses como, por exemplo, o viés de agregação, também denominado de falácia ecológica, decorrente da suposição de que atributos de uma determinada área aplicam-se de forma homogênea a todos os indivíduos dessa mesma área ². Problemas desse tipo podem ser minimizados por meio da escolha de níveis de hierarquia, compostos por unidades (grupos, agregados ou *clusters*) de tamanho adequado de forma a produzir a homogeneidade interna desejada ³. Apesar de tais inconveniências, deve-se ter em mente que atributos no nível individual podem não ser suficientes para explicar o processo de adoecimento, uma vez que dentro do contexto comunitário existem fatores culturais e geofísicos (por exemplo, relevo e condições climáticas), dentre ou-

¹ Instituto de Medicina Social, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil.

² Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil.

³ Núcleo de Estudos de Saúde Coletiva, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil.

Correspondência

P. Nadanovsky
 Departamento de Epidemiologia, Instituto de Medicina Social, Universidade do Estado do Rio de Janeiro.
 Rua São Francisco Xavier 524, 7º andar. Rio de Janeiro, RJ 20559-900, Brasil.
 nadanovsky@ims.uerj.br

tros, que podem afetar, direta ou indiretamente, o indivíduo.

Indivíduos são reunidos em grupos, cujas propriedades não são apenas somatórios das mensurações de cada um dos seus respectivos membros. Diante desse cenário, é importante estimar os efeitos contextuais que podem afetar os indivíduos. Para que isso seja viável, deve-se dispor tanto de informações individuais quanto dos respectivos grupos, formando um banco de dados com estrutura hierárquica. Para analisar esses dados, é necessário que se leve em conta a estrutura de dependência entre dados individuais e seus respectivos grupos de origem ¹, o que é possível por meio de modelos hierárquicos ⁴.

Uma das vantagens da aplicação de modelos hierárquicos é a garantia de um melhor tratamento entre grupos mais similares que outros, pois sua estrutura é bastante flexível quando existe heterogeneidade entre os grupos. Todas essas justificativas devem-se à capacidade desse tipo de modelo de decompor a estrutura de variância das observações, em diferentes níveis de hierarquia ⁵. Em estatística espacial, o fenômeno da homogeneidade das unidades hierárquicas geográficas tem sido explorado há bastante tempo ⁶. Nessa área do conhecimento, o fenômeno que retrata esta inter-relação entre a área de estudo e o resultado mensurado é chamado de MAUP (*Modifiable Area Unit Problem* – problema da unidade de área modificável). Nesse caso, mudanças na escala e nas dimensões da unidade de análise podem levar a conclusões diferentes. Situações desse tipo são ilustradas no presente estudo.

Variáveis sócio-econômicas, demográficas e comportamentais no nível individual influenciam a saúde bucal, entretanto, pouco foi explorado sobre o efeito de variáveis contextuais ^{6,7,8,9,10,11,12,13}. O objetivo deste trabalho foi comparar diferentes estruturas geográficas de dados (regiões administrativas, bairros e setores censitários), com a finalidade de investigar efeitos de variáveis sócio-econômicas contextuais na chance de cada indivíduo perceber sua saúde bucal como ruim, controlando por fatores sócio-econômicos individuais.

Método

Dados e população de estudo

Dados individuais foram obtidos dos censos saúde (Estudo Pró-Saúde), realizados em 1999 e 2001 ¹⁴. A população deste estudo foi composta por 2.426 indivíduos que participaram de ambos os censos e responderam à pergunta sobre saúde bucal percebida. Eles residiam em 1.640

setores censitários, compreendidos em 139 bairros distribuídos em 26 regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro, Brasil, segundo a definição político-administrativa do *Censo Demográfico* de 1991 ¹⁵.

O *Censo Demográfico* da Unidade Federativa do Rio de Janeiro do ano de 1991 ¹⁵ foi utilizado para construir indicadores sócio-econômicos contextuais das áreas de residência dos indivíduos que compõem a população de estudo.

Para localizar a área de residência de cada indivíduo foi utilizado o programa de georreferenciamento de endereços SISLOC, desenvolvido pelo grupo do Laboratório de Georreferenciamento, Departamento de Informações em Saúde, Centro de Informações Científico Tecnológicas, Fundação Oswaldo Cruz, no Rio de Janeiro.

Análise

A análise estatística foi baseada em um delineamento misto abrangendo o estudo Pró-Saúde (dados sobre os indivíduos – nível individual) e o *Censo Demográfico* da Unidade Federativa do Rio de Janeiro do ano de 1991 ¹⁵ (dados sobre a área de residência dos indivíduos – nível contextual). Os dados foram analisados com modelos logísticos hierárquicos e não-hierárquicos, nos quais os indivíduos foram as unidades de primeiro nível e as áreas de residência formavam as unidades do segundo e terceiro níveis. A variável desfecho foi Saúde Bucal Percebida (SBP).

Para comparar as estruturas de agregação geográfica foi estimado o Coeficiente de Partição de Variância (CPV). Essa estatística mensura a quantidade de variação de desfechos categóricos entre diferentes estruturas contextuais de dados, obtida a partir de um modelo logístico hierárquico ajustado com somente o intercepto (modelo vazio) ¹⁶. A variável SBP foi dicotomizada da seguinte forma: “SBP boa” correspondeu aos indivíduos que relataram saúde bucal “boa” ou “muito boa”; e “SBP ruim” aos que relataram saúde bucal “regular”, “ruim” ou “muito ruim” ¹⁷.

As variáveis nos níveis individuais e contextuais foram agrupadas em cinco blocos: variáveis individuais demográficas (sexo e idade), individuais sócio-econômicas (renda e escolaridade), individuais de hábitos relacionados à saúde (visita ao dentista e tabagismo), variáveis contextuais no nível do setor censitário (abastecimento de água, proporção de chefes de família com baixo nível de escolaridade e proporção de chefes de família com baixa renda) e no nível bairro (desigualdade na renda, condições de vida e renda *per capita*).

O indicador de desigualdade na renda utilizado foi índice de Theil. Seu valor é compreendido

entre 0 e 1 e quanto maior o seu valor, maior é a desigualdade/concentração da renda^{18,19}. O Indicador de Condições de Vida (ICV) é construído utilizando-se uma metodologia idêntica à utilizada na construção do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), incorporando um conjunto maior de indicadores de desempenho sócio-econômico, de modo a captar, de forma mais abrangente, o estágio do desenvolvimento social de uma comunidade. Basicamente, isso é feito pela ampliação do leque de indicadores que compõem as dimensões renda, educação e longevidade, e pela introdução de duas dimensões adicionais destinadas a retratar a situação da infância e da habitação²⁰.

As variáveis nos níveis contextuais foram categorizadas segundo tercís, com exceção do percentual de domicílios com abastecimento de água, que foi categorizada de forma binária, tendo como ponto de corte o valor da mediana.

Para descrever a prevalência do desfecho dentro de cada característica individual e contextual, foram calculadas as proporções daqueles que relataram “SBP ruim”, e também as *odds ratio* (OR brutos) e seus respectivos intervalos de 95% de confiança; testes de qui-quadrado de tendência foram utilizados para aferir o grau de associação entre o desfecho e as características dos indivíduos nos seus respectivos contextos de residências.

Com o propósito de comparar os níveis de agregação geográfica em relação à variabilidade de “SBP ruim”, foram ajustados modelos vazios de regressão logística com dois níveis hierárquicos para cada estrutura de agregação geográfica. Com o objetivo de obter estimativas menos viesadas e mais precisas, foram ajustados modelos utilizando o algoritmo RIGLS (*Restricted Iterative Generalised Least Squares*), adotando-se o método de estimação PQL (*Penalized Quasilikelihood*) de segunda ordem²¹.

Além dos modelos vazios, foram ajustados 12 modelos hierárquicos e não-hierárquicos, que vão desde o modelo logístico clássico até o hierárquico, incluindo as variáveis individuais e contextuais. Indexando com a letra *j* as unidades do segundo nível da hierarquia de dados, i.e., as pequenas áreas, e com a letra *i* as unidades do primeiro nível, i.e., os indivíduos nas suas respectivas áreas de residência, os modelos ajustados neste artigo podem ser resumidos com a seguinte formulação estatística:

$$\log(\pi_{ij} / (1 - \pi_{ij})) = \beta_{0j} + \sum_k \beta_k X_{kij}$$

Na terminologia de modelos lineares generalizados, π_{ij} é o valor esperado da resposta relativa ao *i*-ésimo indivíduo da *j*-ésima pequena área; o termo do lado direito da equação – no qual o intercepto fixo (ou aleatório), as covariáveis

individuais $\{X_k\}$ e seus efeitos fixos $\{\beta_k\}$ estão representados – é o preditor linear; e a função logito do lado esquerdo da equação é a função de ligação entre o valor esperado da resposta e o preditor linear.

Para completar o modelo, supõe-se que a resposta binária, representada por Y_{ij} , segue uma distribuição condicional de Bernoulli com parâmetro π_{ij} . Uma parte do condicionamento da distribuição depende da especificação do modelo no nível do indivíduo, enquanto a outra depende da especificação no nível contextual. Aqui, o modelo contextual é especificado como:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_l \gamma_l Z_{lj} + u_{0j}$$

Nessa equação, γ_{00} é o intercepto global (fixo), as covariáveis $\{Z_l\}$ representam os indicadores sócio-econômicos das áreas, os parâmetros $\{\gamma_l\}$ seus respectivos efeitos fixos, e assume-se que u_{0j} é o efeito aleatório associado às pequenas áreas. Assume-se também que a distribuição do efeito aleatório é normal com média zero e variância desconhecida σ^2_{u0} . Note-se que a segunda equação faz parte do preditor linear do modelo, mas corresponde à parcela de efeitos contextuais. Essa formulação do modelo multinível separa os efeitos contextuais dos efeitos de covariáveis do nível individual.

Nos modelos clássicos, os efeitos aleatórios não são considerados, ou seja $u_{0j} = 0$. Apesar de terem sido utilizados durante muito tempo, modelos com esse nível de simplificação não se justificam mais exceto no caso da variância σ^2_{u0} ser próxima de zero.

Para o ajuste dos modelos foi adotada uma estratégia que consistiu, primeiramente, na inclusão de grupamentos de variáveis no nível individual isoladamente, e depois, no ajuste dos modelos com todas as variáveis no nível individual. Tais ajustes foram feitos em modelos não-hierárquicos e hierárquicos levando em conta três níveis de hierarquia (bairros, setores censitários e indivíduos).

Resultados

A prevalência de “SBP ruim” foi de 36%. As categorias das variáveis individuais que apresentaram maior prevalência de “SBP ruim” foram as seguintes: sexo masculino; faixa etária de 50 até 59 anos; salário de até R\$ 500,00; primeiro grau incompleto; visita ao dentista somente quando tem problemas; fumantes alguma vez na vida (Tabela 1). Em relação às variáveis contextuais, as maiores prevalências de “SBP ruim” foram encontradas em residentes de setores censitários que tinham menos de 99% (mediana) de domicílios providos com água encanada, entre 22,2% e

Tabela 1

Freqüência das características dos indivíduos, percentual de "SBP ruim" dentro de cada categoria, *odds ratio* (OR) brutos, e seus respectivos intervalos de confiança, e testes qui-quadrado de tendência com 95% de confiabilidade.

Grupos	Variáveis individuais	N = 2.426	"SBP ruim" (%)	OR		χ^2 (p valor)
				Bruto	IC95%	
Demográficas	Sexo					
	Homem	1.003	37,6	1,13	0,95-1,34	NA
	Mulher (Referência)	1.423	34,8	1,00		
	Idade (anos)					
	Até 29 (Referência)	300	22,3	1,00		< 0,001
	30-39	934	33,2	1,73 *	1,27-2,34	
	40-49	889	39,3	2,25 *	1,66-3,04	
	50-59	256	48,4	3,27 *	2,27-4,71	
Mais de 60	47	46,8	3,06 *	1,62-5,77		
Sócio-econômicas	Renda					
	Até R\$ 500,00	92	62,0	6,34 *	4,15-11,60	< 0,001
	R\$ 501,00-R\$ 1.000,00	266	48,9	4,07 *	2,78-5,96	
	R\$ 1.001,00-R\$ 1.500,00	505	44,4	3,39 *	2,41-4,79	
	R\$ 1.501,00-R\$ 2.000,00	433	36,0	2,40 *	1,68-3,42	
	R\$ 2.001,00-R\$ 3.000,00	588	32,0	2,00 *	1,42-2,82	
	R\$ 3.001,00-R\$ 4.000,00	221	22,2	1,21	0,79-1,87	
	Mais de R\$ 4.000,00 (Referência)	284	19,0	1,00		
	Não responderam	37				
	Escolaridade					
	1ª grau incompleto	131	57,2	5,26 *	3,39-8,21	< 0,001
	1ª grau completo + 2ª grau incompleto	355	57,3	5,27 *	3,71-7,44	
	2ª grau completo + 3ª grau incompleto	894	38,9	2,51 *	1,84-3,41	
	3ª grau completo	715	24,5	1,28	0,92-1,77	
	Pós-graduação (Referência)	311	20,2	1,00		
Não responderam	20					
Hábitos	Visita ao dentista					
	Nunca vai ao dentista	17	41,2	2,25	0,85-5,98	< 0,001
	Só quando tem problemas	783	53,1	3,65 *	2,99-4,45	
	Menos freqüentemente que 2 em 2 anos	205	44,5	2,57 *	1,88-3,50	
	De 2 em 2 anos	332	29,2	1,33 *	1,01-1,75	
	Pelo menos 1 vez ao ano (Referência)	1.063	23,7	1,00		
	Não responderam	26				
	Tabagismo					
	Sim	940	43,2	1,74 *	1,46-2,06	NA
	Não (Referência)	1.376	30,4	1,00		
Não responderam	110					

Fonte: Faerstein et al. 14.

NA = não se aplica.

* Significativo (p valor < 0,05).

41,7% (2º tercil) de chefes de família com até sete anos de estudo e mais de 47,5% (3º tercil) dos chefes de família que recebiam até três salários mínimos; e em residentes de bairros com o índice de Theil menor que 0,387 (1º tercil), com o ICV menor que 0,873 (1º tercil) e com a renda *per*

capita menor que 1,69 salário mínimo (1º tercil) (Tabela 2).

Não houve associação significativa da SBP com sexo, porém a chance de "SBP ruim" aumentou diretamente com a idade e inversamente com a renda (Tabela 1). Já com relação às variá-

Tabela 2

Frequência das características do local de residência dos indivíduos, percentual de "SBP ruim" dentro de cada categoria, *odds ratio* (OR) brutos, e seus respectivos intervalos de confiança, e testes de qui-quadrado de tendência com 95% de confiabilidade.

Grupos	Variáveis contextuais	N = 2.426	"SBP ruim" (%)	OR		χ^2 (p valor)
				Bruto	IC95%	
Variáveis no nível do setor	Domicílios com abastecimento de água					
	< 99%	1.141	35,0	0,93	0,79-1,10	NA
	≥ 99% (Referência)	1.285	36,8	1,00		
	Chefes de família com até sete anos de estudo					
	< 22,2% (1ª tercil) (Referência)	812	25,5	1,00		< 0,001
	Entre 22,2% e 41,7% (2ª tercil)	807	36,2	1,66 *	1,34-2,05	
	> 41,7% (3ª tercil)	803	46,3	2,52 *	2,04-3,11	
	Missing data **	4				
	Chefes de família que recebem até três salários mínimos					
	< 24,5% (1ª tercil) (Referência)	807	25,8	1,00		< 0,001
Entre 24,5% e 47,5% (2ª tercil)	805	36,1	1,63 *	1,32-2,02		
> 47,5% (3ª tercil)	810	45,9	2,45 *	1,98-3,02		
Missing data **	4					
Variáveis no nível do bairro	Índice de Theil					
	< 0,387 (1ª tercil)	770	41,0	1,81 *	1,47-2,23	< 0,001
	Entre 0,387 e 0,482 (2ª tercil)	839	39,3	1,69 *	1,37-2,07	
	> 0,482 (3ª tercil) (Referência)	814	27,8	1,00		
	Missing data **	3				
	Indicador de condições de vida					
	< 0,873 (1ª tercil)	795	42,5	1,87 *	1,51-2,33	< 0,001
	Entre 0,873 e 0,884 (2ª tercil)	943	36,0	1,42 *	1,15-1,77	
	> 0,884 (3ª tercil) (Referência)	685	28,3	1,00		
	Missing data **	3				
Renda per capita em salários mínimos						
< 1,69 (1ª tercil)	805	47,6	2,72 *	2,20-3,35	< 0,001	
Entre 1,69 e 3,30 (2ª tercil)	803	35,5	1,65 *	1,33-2,04		
> 3,30 (3ª tercil) (Referência)	815	25,0	1,00			
Missing data **	3					

Fontes: Faerstein et al. 14; Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 15.

* Significativo (p valor < 0,05);

** Missing data: funcionários que residem em bairros e/ou setores sem informação.

veis contextuais no nível de setor censitário, as únicas que apresentaram associação estatisticamente significativa com "SBP ruim" foram o 1º tercil da distribuição da proporção de chefes de família que tinham até sete anos de estudo e o 3º tercil da distribuição da proporção de chefes de família que recebiam até três salários mínimos (Tabela 2). Entre as variáveis contextuais no nível do bairro foi encontrada associação estatisticamente significativa com o 1º e o 2º tercis da distribuição do índice de Theil, o 3º tercil da distribuição do ICV e o 1º tercil da distribuição de renda *per capita* (Tabela 2).

A "SBP ruim" apresentou tendência linear em relação a todas as variáveis, onde tal estatística se aplica (Tabelas 1 e 2).

Por meio dos CPVs estimados a partir de modelos logísticos hierárquicos vazios com dois níveis de hierarquia, observou-se que a variabilidade da SBP entre os setores censitários foi de 5,07%, enquanto entre os bairros foi de 3,2%, e de 4,23% entre as regiões administrativas.

Foram ajustados seis modelos não-hierárquicos e seis modelos de regressão hierárquicos com efeitos aleatórios no intercepto. Além de seus coeficientes de regressão, foi estimada tam-

bém a variabilidade do erro entre os níveis de hierarquia, e para mensurar a parcimônia entre cada modelo foram estimados os respectivos AIC (*Akaike Information Criterion*).

O modelo mais parcimonioso contendo variáveis contextuais foi o modelo 12 (AIC = 2.596,47). Quando foi ajustado o modelo hierárquico somente com as variáveis sócio-econômicas individuais, a variabilidade entre bairros desapareceu. O mesmo não ocorreu no modelo que incluiu somente as variáveis referentes aos hábitos individuais (Tabela 3, modelos 8 e 9).

Após o ajuste do modelo hierárquico e não-hierárquico cheio, não foi observada discrepância significativa entre as estimativas dos ORs (Tabela 4).

Discussão

A utilização da estatística CPV em estudos com desfechos categóricos é útil, por desempenhar papel importante na comparação da quantidade de variação de um determinado desfecho em diferentes níveis contextuais. Neste estudo, apesar de o valor estimado do CPV entre os setores censitários para o estudo da SBP ter sido relevante para a utilização da modelagem hierárquica, os valores das estimativas dos ORs e seus respecti-

vos erros padrões foram bastante similares nos modelos de regressão, hierárquicos ou não-hierárquicos. Tal fato pode ter ocorrido devido ao número de unidades dentro do nível mais alto ter sido bastante baixo (em média existia 1,5 indivíduo residindo em cada setor censitário). Deve-se ressaltar que para tais modelos não é possível mensurar a variabilidade nos níveis contextuais. É necessária uma maior quantidade de observações dentro dos grupamentos, de maneira que seja possível mensurar a homogeneidade dentro de cada grupamento²².

Neste estudo, verificou-se que ao ajustar modelos hierárquicos por blocos de variáveis no nível individual, o bloco de variáveis sócio-econômicas tornou nula a variabilidade da SBP decorrente das variáveis no nível do bairro. Uma possível explicação para esse achado é que variáveis sócio-econômicas no nível individual podem ser determinantes para a escolha do local de residência de cada indivíduo. Assim, indivíduos com uma renda alta tendem a escolher um contexto de residência em que a renda média seja alta também. Dessa forma, no nível individual, essa variável já explicaria a variabilidade do desfecho advinda de variáveis explicativas no nível contextual.

Um dos maiores problemas da modelagem de estruturas hierárquicas de dados é a dependência em seus respectivos níveis mais altos de

Tabela 3

Descrição dos modelos de regressão de "SBP ruim".

Modelos	Variância (erro padrão)		AIC			
	Setor	Bairro				
Modelos não-hierárquicos	1º nível	Modelo 1	Variáveis demográficas no nível individual	3.121,98		
		Modelo 2	Variáveis sócio-econômicas no nível individual	2.930,98		
		Modelo 3	Variáveis referentes aos hábitos no nível individual	2.786,48		
		Modelo 4	Com todas as variáveis no nível individual	2.630,94		
		Modelo 5	Com todas as variáveis no nível individual + as no nível do setor censitário	2.624,10		
		Modelo 6	Com todas as variáveis no nível individual + as no nível do setor censitário + as no nível do bairro	3.121,98		
Modelos hierárquicos	3º nível	Modelo 7	Variáveis demográficas no nível individual	0,13 (0,11)	0,15 (0,05)	3.208,13
		Modelo 8	Variáveis sócio-econômicas no nível individual	0,07 (0,10)	0,00 (0,00)	3.211,22
		Modelo 9	Variáveis referentes aos hábitos no nível individual	0,06 (0,10)	0,09 (0,06)	2.768,51
		Modelo 10	Com todas as variáveis no nível individual	0,07 (0,11)	0,00 (0,00)	2.625,82
	2º nível	Modelo 11	Com todas as variáveis no nível individual + as no nível do setor censitário	0,08 (0,11)		2.606,17
		Modelo 12	Com todas as variáveis no nível individual + as no nível do setor censitário + as no nível do bairro	0,10 (0,11)		2.606,17

AIC = Akaike Information Criterion.

Tabela 4

Modelo logístico hierárquico e não-hierárquico de regressão, com os odds ratio (OR) de "SBP ruim" ajustados por variáveis no nível dos indivíduos e do contexto de residência dos mesmos.

Grupos	Modelos/Parâmetro	Modelo 6		Modelo 12	
		OR	IC95%	OR	IC95%
Demográficas	Sexo				
	Homem	0,90	0,74-1,09	0,90	0,73-1,10
	Mulher (Referência)	1,00		1,00	
	Idade (anos)				
	Até 29 (Referência)	1,00		1,00	
	30-39	1,65 *	1,19-2,29	1,66 *	1,19-2,32
	40-49	1,82 *	1,29-2,57	1,84 *	1,30-2,60
	50-59	1,96 *	1,27-3,02	1,98 *	1,27-3,07
	Mais de 60	2,78 *	1,28-6,02	2,83 *	1,29-6,21
	Sócio-econômicas	Renda			
Até R\$ 500,00		2,60 *	1,42-4,76	2,63 *	1,42-4,86
R\$ 501,00-R\$ 1.000,00		1,48	0,93-2,35	1,50	0,94-2,39
R\$ 1.001,00-R\$ 1.500,00		1,54 *	1,03-2,30	1,54 *	1,03-2,33
R\$ 1.501,00-R\$ 2.000,00		1,32	0,88-1,97	1,32	0,88-1,99
R\$ 2.001,00-R\$ 3.000,00		1,43	0,99-2,08	1,44	0,98-2,11
R\$ 3.001,00-R\$ 4.000,00		1,16	0,73-1,84	1,16	0,73-1,86
Mais de R\$ 4.000,00 (Referência)		1,00		1,00	
Escolaridade					
1ª grau incompleto		1,61 *	0,91-2,84	1,63	0,92-2,90
1ª grau completo + 2ª grau incompleto		2,25 *	1,46-3,47	2,29 *	1,48-3,55
2ª grau completo + 3ª grau incompleto		1,62 *	1,14-2,31	1,64 *	1,15-2,34
3ª grau completo		1,07	0,76-1,51	1,07	0,75-1,53
Pós-graduação (Referência)		1,00		1,00	-
Hábitos		Visita ao dentista			
	Nunca vai ao dentista	0,74	0,21-2,60	0,72	0,20-2,59
	Só quando tem problemas	3,29 *	2,63-4,11	3,37 *	2,69-4,23
	Menos freqüentemente que 2 em 2 anos	2,73 *	1,95-3,82	2,79 *	1,98-3,92
	De 2 em 2 anos	1,62 *	1,20-2,19	1,63 *	1,20-2,21
	Pelo menos 1 vez ao ano (Referência)	1,00		1,00	
	Tabagismo				
	Sim	1,47 *	1,21-1,80	1,48 *	1,21-1,81
	Não (Referência)	1,00		1,00	
	Variáveis no nível do setor	Domicílios com abastecimento de água			
< 99%		1,02	0,84-1,24	1,02	0,84-1,24
≥ 99%		1,00		1,00	
Chefes de família com até sete anos de estudo					
< 22,2% (1ª tercil) (Referência)		1,00		1,00	
Entre 22,2% e 41,7% (2ª tercil)		1,23	0,83-1,84	1,22	0,81-1,84
> 41,7% (3ª tercil)		1,24	0,75-2,04	1,23	0,74-2,05
Chefes de família que recebem até três salários mínimos					
< 24,5% (1ª tercil) (Referência)		1,00		1,00	
Entre 24,5% e 47,5% (2ª tercil)		0,93	0,62-1,39	0,93	0,62-1,41
> 47,5% (3ª tercil)	0,94	0,56-1,55	0,94	0,56-1,58	

(continua)

Tabela 4 (continuação)

Grupos	Modelos/Parâmetro	Modelo 6		Modelo 12	
		OR	IC95%	OR	IC95%
Variáveis no nível do bairro	Índice de Theil				
	< 0,387 (1ª tercil)	1,12	0,78-1,61	1,13	0,78-1,64
	Entre 0,387 e 0,482 (2ª tercil)	1,10	0,80-1,50	1,11	0,80-1,53
	> 0,482 (3ª tercil) (Referência)	1,00		1,00	
	Indicador de condições de vida				
	< 0,873 (1ª tercil)	1,18	0,81-1,71	1,18	0,81-1,73
	Entre 0,873 e 0,884 (2ª tercil)	1,22	0,91-1,64	1,23	0,91-1,64
	> 0,884 (3ª tercil) (Referência)	1,00		1,00	
	Renda per capita em salários mínimos				
< 1,69 (1ª tercil)	1,36	0,84-2,20	1,37	0,84-2,24	
Entre 1,69 e 3,30 (2ª tercil)	1,21	0,84-1,75	1,22	0,84-1,78	
> 3,30 (3ª tercil) (Referência)	1,00		1,00		

Fontes: Faerstein et al. ¹⁴; Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística ¹⁵.

* Significativo (p valor < 0,05).

hierarquia. Na maioria das vezes, uma grande quantidade de grupos é mais importante que a quantidade de unidades por grupo, pois, uma quantidade pequena de grupos pode conduzir a estimativas viesadas dos coeficientes dos modelos de regressão hierárquica ²³. No entanto, ignorar a existência de estruturas hierárquicas pode conduzir à subestimação dos erros padrões dos coeficientes de regressão.

Tanto nas análises bivariadas quanto nas multivariadas, as variáveis individuais apresentaram associações mais fortes com a SBP do que as contextuais. É possível que não tenha havido contraste suficiente entre as áreas de residência dos participantes deste estudo, o que limita a generalização desses resultados para outras populações. Vale ressaltar nesse sentido, o percentual de domicílios com abastecimento de água. Essa variável, teoricamente, teria influência na variação da saúde bucal por duas razões: representa um aspecto positivo geral das condições de habitação e acesso ao flúor, já que a água de abastecimento no Rio de Janeiro é fluoretada e o flúor protege a saúde bucal. No entanto, a influência dessa variável contextual pode não ter sido detectada, devido ao acesso quase universal da população estudada à água encanada.

A interpretação das estimativas das variáveis no nível contextual deve ser feita com cautela. Por exemplo, nas associações com as variáveis contextuais índice de Theil e ICV, observou-se leve gradiente em relação à SBP, apesar de não terem sido estatisticamente significativas. Neste estudo observou-se que quanto mais desigual foi a distribuição de renda no local de residência, melhor foi a saúde bucal dos indivíduos que ali

residiam. Esse fato pode ser decorrente da desigualdade, nessa população, estar correlacionada positivamente com a renda *per capita*, i.e., quanto maior foi a desigualdade de renda numa área, também maior foi a renda *per capita* na mesma (embora essa relação não seja linear). Embora o mesmo resultado não tenha sido encontrado na associação entre a desigualdade e as condições de vida (ICV), observamos que a correlação entre o ICV e a renda *per capita* foi positiva. Isso poderia ser explicado pelo fato da população de estudo residir em contextos de maior renda *per capita*, o que facilitaria a aquisição de serviços e produtos de melhor qualidade, incluindo-se os serviços de saúde e maior acesso à informação, entre outros fatores que dependem dessa característica. Dessa maneira, indivíduos com renda baixa acabariam se beneficiando por residirem em áreas onde residem indivíduos com renda alta e condições de vida melhores, usufruindo serviços e produtos similares aos utilizados por aqueles indivíduos com renda mais alta.

Resumo

Um problema dos delineamentos ecológicos é o viés de agregação. Uma alternativa é selecionar estruturas contextuais de menor tamanho e maior homogeneidade interna. Nós comparamos diferentes estruturas geográficas de dados, com a finalidade de estimar efeitos de variáveis sócio-econômicas contextuais na chance de saúde bucal percebida ruim. As análises foram baseadas em um delineamento misto, que compreendeu os participantes dos censos Pró-Saúde I e II, residentes no Município do Rio de Janeiro, Brasil, em 1999 (n = 2.426). Os indicadores do contexto de residência dos participantes foram extraídos do Censo Demográfico da Unidade Federativa do Rio de Janeiro de 1991. Em estudos epidemiológicos com estruturas hierárquicas de dados e desfechos categóricos, a utilização do coeficiente de partição de variância permite analisar a origem da variabilidade do desfecho em relação aos níveis hierárquicos. Neste estudo, a partição geográfica de menor tamanho (setor censitário) foi a melhor unidade contextual de análise para explicar a variabilidade da saúde bucal percebida. Atributos sócio-econômicos individuais revelaram maior poder explicativo para a variação na saúde bucal percebida do que os contextos sócio-econômicos das áreas de residência.

Saúde Bucal; Análise Sócio-econômica; Adulto

Colaboradores

W. S. Tassinari e A. P. de León revisaram a literatura referente à análise multinível na área da saúde, participaram da alocação de cada participante à sua área de residência e da construção indicadores sócio-econômicos contextuais de acordo com a demarcação do censo demográfico, participaram também da análise estatística dos dados, da interpretação dos resultados e da redação do artigo. G. L. Werneck orientou a coleta dos dados individuais do estudo Pró-Saúde, orientou a análise estatística dos dados, interpretou os resultados, escreveu o artigo. E. Faerstein, C. S. Lopes e D. Chor participaram da coleta dos dados individuais do Estudo Pró-Saúde e da redação do artigo. P. Nadanovsky revisou a literatura referente à associação entre fatores sócio-econômicos e saúde bucal, à saúde bucal percebida e à análise multinível na saúde bucal, interpretou os resultados da análise estatística dos dados, escreveu o artigo.

Referências

1. Susser M. The logic in ecological: I. The logic of analysis. *Am J Public Health* 1994; 84:825-9.
2. Greenland S, Robins J. Invited commentary: ecologic studies – biases, misconceptions, and counterexamples. *Am J Epidemiol* 1994; 139:747-61.
3. Morgenstern H. Ecologic studies. In: Rothman KJ, Greenland S, editors. *Modern epidemiology*. 2nd Ed. Philadelphia: Lippincott-Raven; 1998. p. 459-80.
4. Goldstein H. *Multilevel statistical models*. London: Edward Arnold; 1995.
5. Leyland AH, McLeod A. Mortality in England and Wales, 1979-1992. An introduction to Multilevel Modelling using MLwiN. Glasgow: MRC Social and Public Health Sciences Unit; 2000. (Occasional Paper, 1).
6. Jelinski DE, Goodchild M, Steyaert L. The modifiable areal unit problem and implications for landscape ecology. *Landscape Ecology* 1996; 11: 129-40.
7. Locker D. Measuring social inequality in dental health services research: individual, household and area-based measures. *Community Dent Health* 1993; 10:139-50.
8. Locker D. Deprivation and oral health: a review. *Community Dent Oral Epidemiol* 2000; 28:161-9.
9. Nadanovsky P, Sheiham A. The relative contribution of dental services to the changes and geographical variations in caries status of 5- and 12-year-old children in England and Wales in the 1980s. *Community Dent Health* 1994; 11:215-23.
10. Nadanovsky P, Sheiham A. Relative contribution of dental services to the changes in caries levels of 12-year-old children in 18 industrialized countries in the 1970s and early 1980s. *Community Dent Oral Epidemiol* 1995; 23:331-9.
11. Gilthorpe MS, Maddick IH, Petrie A. Introduction to multilevel modelling in dental research. *Community Dent Health* 2000; 17:222-6.
12. Pattussi MP, Marcenes W, Croucher R, Sheiham A. Social deprivation, income inequality, social cohesion and dental caries in Brazilian school children. *Soc Sci Med* 2001; 53:915-25.
13. Baldani MH, Vasconcelos AGG, Antunes JLF. Associação do índice CPO-D com indicadores sócio-econômicos e de provisão de serviços odontológicos no Estado do Paraná, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2004; 20:143-52.

14. Faerstein E, Lopes CS, Valente K, Sole PM, Ferreira MB. Pré-testes de um questionário multidimensional autopreenchível: a experiência do estudo Pró-Saúde. *Physis (Rio J)* 1999; 7:117-30.
 15. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo demográfico do Município do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 1991.
 16. Browne WJ, Subramanian SV, Jones K, Goldstein H. Variance partitioning in multilevel logistic models that exhibit over-dispersion. *J R Stat Soc Ser A Stat Soc* 2005; 168:599-614.
 17. Afonso-Souza G, Nadanovsky P, Chor D, Faerstein E, Werneck GL, Lopes CS. Self-perceived oral health and routine dental visits in Brazilian adults. *J Dent Res* 2005; 84 (Spec Iss A):731.
 18. Neri M, Camargo JM. Structural reforms, macroeconomic fluctuations and income distribution in Brazil. Santiago: Economic Commission for Latin America and the Caribbean, United Nations; 1999. (Série Reformas Económicas, 39).
 19. Motta GO. Pobreza, desigualdade e heterogeneidade nas favelas do Rio de Janeiro [Monografia de Graduação]. Rio de Janeiro: Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro; 2000.
 20. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Desenvolvimento humano e condições de vida: indicadores brasileiros. Brasília: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento; 1998.
 21. Rodriguez G, Goldman N. An assessment of estimation procedures for multilevel models with binary responses. *J R Stat Soc Ser A Stat Soc* 1995; 158:73-90.
 22. Carvalho MS, Cruz OG, Nobre FF. The use of multivariate cluster analysis and aggregation algorithm to propose a new spatial partitioning of Rio de Janeiro, Brazil. *Stat Med* 1996; 15:1885-94.
 23. Maas CJM, Hox JJ. Sample sizes for multilevel modeling. *Am J Public Health* 1999; 89:1181-6.
-
- Recebido em 18/Ago/2005
Versão final reapresentada em 16/Fev/2006
Aprovado em 02/Mai/2006