

Uso de serviços odontológicos entre os Estados do Brasil

Access to oral health services between Brazilian States

Rejane Sobrino Pinheiro ¹
Tania Zdenka Guillén de Torres ¹

Abstract *The aim of this study is to analyze the relationship between individual and contextual characteristics and use of oral health services in Brazil and to compare the 2003 data with those of 1998. Data from the 2003 National Household Sample Survey were analyzed with regard to the possibility of an individual never having seen a dentist according to individual and State characteristics and using a multilevel logistic model. The possibility was 20% higher for men and for the old-aged in comparison to individuals between 50 and 64 years of age, 3.4% lower for white individuals, 46.6% lower for persons with health insurance, and 42.9% lower for residents of urban areas. The possibilities decreased according to the educational level. Compared to the 20% making up the poorest part of the population, the possibilities of an individual never having had oral health care were 27.1% lower for individuals in the second quintile of the per capita family income and 74.1% lower for the richest 20%. Contextual variables associated to the use of oral health services showed that these services were less used in the poorer states of the federation and in areas with less complex health services, offering less odontological and medical care.*

Key words *Utilization, Access, Oral health services, Hierarchical models, Context*

Resumo *O objetivo deste trabalho foi analisar a relação entre as características dos indivíduos e do contexto no uso de serviços odontológicos no Brasil, e analisar as diferenças entre grupos populacionais nas proporções de uso destes serviços entre os anos de 1998 e 2003. Foram analisados os dados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD) de 2003, a partir de modelo logístico hierárquico das chances de um indivíduo nunca ter consultado o dentista segundo características do indivíduo e do contexto das unidades da federação. Foi observado que a chance de nunca ter visitado o dentista foi 20% maior para os homens; maior para os idosos em comparação com os de 50 a 64 anos; 3,4% menor para os de raça branca; 46,6% menor para os que possuem plano de saúde; e 42,9% menor para os que residem em região urbana. Para cada ano a mais de estudo, a chance foi 17% menor. Comparando com os 20% mais pobres, a chance de nunca ter consultado o dentista foi 27,1% menor para os indivíduos do segundo quintil de renda familiar per capita e 74,1% menor para os 20% mais ricos. Variáveis contextuais mostraram associação com o uso de serviços odontológicos que foi menor entre as unidades da federação mais pobres, com menor estrutura, com menor oferta de serviços odontológicos, médicos e serviços de saúde de maior complexidade.*

Palavras-chave *Utilização, Acesso, Serviços odontológicos, Modelos hierárquicos, Contexto*

¹ Núcleo de Estudos de Saúde Coletiva e Departamento de Medicina Preventiva, Faculdade de Medicina, UFRJ. Av. Brigadeiro Trompowsky, s/n Ilha do Fundão, Praça da Prefeitura da Cidade Universitária. 21949-900 Rio de Janeiro RJ. rejanesp@acd.ufrj.br

Introdução

Nas últimas décadas, houve uma expressiva melhora na condição de saúde bucal dos brasileiros. No primeiro levantamento nacional sobre saúde bucal, realizado em 1986, comprovaram-se elevados índices de CPO-D (índice que mede o número médio de dentes permanentes cariados, perdidos e obturados), cujos valores encontrados estavam entre os maiores do mundo para todas as idades analisadas, com valor médio de 6,65 para as crianças de 12 anos¹. Dez anos depois, outro inquérito de saúde bucal mostrou que esse índice foi de 3,06, caindo para 2,78, no inquérito de 2003²⁻⁴. No período, houve melhora significativa na saúde periodontal da população, porém os percentuais de indivíduos com o periodonto saudável ainda são muito baixos (46,18% para as crianças; 21,94% para os adultos; e 7,89% para os idosos).

Apesar da expressiva melhora na condição de saúde bucal no Brasil, os valores encontrados no levantamento de 2003 ainda estão aquém da meta sugerida pela OMS para o ano de 2000. Apenas o índice médio de CPO-D para as crianças mostrou-se compatível com a meta (inferior a 3,0), variando, todavia, entre as regiões⁵.

Para uma boa saúde bucal, preconiza-se que os indivíduos visitem o dentista freqüentemente. Os parâmetros de cobertura assistencial para o SUS, utilizados pelo Ministério da Saúde para o planejamento dos recursos odontológicos, são de uma consulta a cada dois anos até duas consultas odontológicas ao ano⁶ e, segundo as diretrizes da Política Nacional de Saúde Bucal⁷, o ingresso no sistema deve dar-se no máximo a partir dos seis meses de idade.

Apesar da reconhecida importância da saúde bucal, uma parcela importante da população brasileira não utiliza os serviços odontológicos com a freqüência preconizada. Aproximadamente 15% da população brasileira nunca foi ao dentista e apenas 33,2% dos brasileiros consultaram o dentista no último ano, apresentando diferencial entre as regiões e entre os grupos populacionais^{5, 8-10}. Observou-se que o uso de serviços odontológicos variou com a idade, tendo sido maior para os indivíduos entre 10 e 14 anos, decrescendo acentuadamente para os com mais de 50 anos; foi maior entre as mulheres, entre os mais ricos e entre os que residiam em região urbana. Uma vez controladas nas análises as características individuais, foram observadas diferenças em função de características da área de residência dos indivíduos¹¹. Outros trabalhos têm apontado as-

sociação entre saúde bucal e características da área de residência¹²⁻¹⁸, como também tem sido relatada em estudos brasileiros a influência de determinantes no nível da área de residência sobre as condições de saúde em geral e uso de serviços de saúde no Brasil¹⁹⁻²⁰. De um modo geral, associações positivas foram encontradas para as áreas que apresentavam melhores condições de vida (maior escolaridade, maior índice de desenvolvimento humano, maior renda e menor desigualdade de renda), oferta de água fluoretada e maior oferta de serviços odontológicos (nos estudos sobre saúde bucal), maior oferta de serviços preventivos, de assistência médica básica ou especializada.

O Ministério da Saúde, com a implantação da Política Nacional de Saúde Bucal – Brasil Sorridente – vem, nos últimos anos, buscando melhorar a condição de saúde e superar as desigualdades sociodemográficas na saúde da população, a partir da reorganização do sistema de saúde e da prática assistencial, do aumento do atendimento e de sua qualificação, ampliando o acesso aos serviços odontológicos a todas as faixas etárias e assegurando atendimentos nos níveis secundário e terciário⁷.

É importante a avaliação da implantação de políticas de saúde e dos resultados dos investimentos realizados. O Brasil realizou, em 2003, outro inquérito de saúde com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, permitindo identificar as diferenças ocorridas, desde o inquérito de 1998, no uso de serviços odontológicos, e analisar se ainda persistem desigualdades nesse uso. As unidades da federação são importantes espaços geográficos da aplicação das políticas públicas e é tarefa de interesse identificar se determinantes deste contexto, como o perfil sociodemográfico da população e a oferta de serviços de saúde, estão associados às variações no uso destes serviços.

Desse modo, o objetivo deste trabalho é analisar se houve diferença no uso de serviços odontológicos, entre 1998 e 2003, se ainda persistem desigualdades entre grupos populacionais neste uso, e se há influência de fatores do contexto das unidades da federação no uso de serviços odontológicos no Brasil.

Materiais e métodos

Foram analisados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Pnad/IBGE) de

2003, na qual foram colhidos os dados de 384.834 indivíduos, com representatividade para as unidades da federação do Brasil. A PNAD foi realizada por meio de uma amostra obtida em três estágios de seleção: municípios, setores censitários e domicílios. No primeiro estágio, as unidades (municípios) foram classificadas em duas categorias: auto-representativas (probabilidade 1 de pertencer à amostra) e não auto-representativas. No segundo estágio, os setores foram selecionados com probabilidade proporcional à população residente e com reposição. No terceiro estágio, por sua vez, os domicílios foram selecionados com equi-probabilidade. Todos os indivíduos do domicílio fizeram parte da amostra²¹.

Foram consideradas variáveis dos indivíduos: idade (dividida em faixas etárias de 0 a 4 anos, 5 a 9 anos, 10 a 14 anos, 15 a 24 anos, 25 a 49 anos, 50 a 64 anos, 65 anos ou mais); sexo; escolaridade (anos completos de estudo, tratada como variável contínua sem ter sido centralizada na fase de modelagem); raça (classificada em branca e não-branca); quintis de renda familiar *per capita* (0 a R\$ 76,00; R\$ 76,01 a R\$ 138,00; R\$ 138,01 a R\$ 238,00; R\$ 238,01 a R\$ 437,00; maior que R\$ 437,00); possuir plano de saúde; se o indivíduo reside em região urbana ou rural e se os dados referem-se ao informante ou a outra pessoa. A variável resposta foi o fato de o indivíduo nunca ter consultado *versus* alguma vez ter consultado o dentista. Foram consideradas variáveis contextuais: sociodemográficas (taxa de pobreza, taxa de analfabetismo, razão de dependência total, razão de renda, razão de sexo e taxa de desemprego); estruturais (cobertura de água tratada, cobertura de coleta de lixo); oferta de serviços odontológicos (odontólogos por 1.000 habitantes, atendimentos odontológicos por habitante e equipamentos odontológicos por 1.000 habitantes); ações preventivas (cobertura de vacina de BCG); de oferta de serviços médicos (gasto médio em saúde por habitante, proporção de atendimento básico do total de atendimentos prestados pelo SUS, número de médicos por 1.000 habitantes e consultas médicas por habitante); oferta de serviços de maior complexidade (leitos por 1.000 habitantes, gasto médio das internações SUS).

Na análise descritiva, foi estudada a relação entre o fato de o indivíduo nunca ter consultado o dentista e características sociodemográficas, e os resultados foram comparados com os dados da PNAD de 1998. Foram construídas tabelas de dupla entrada que levaram em conta o peso normalizado²².

Os indivíduos que residem numa unidade da federação (UF) são mais parecidos entre si que os indivíduos residentes em outra UF, pois estão submetidos ao mesmo contexto (acesso, distribuição e perfil da oferta, fatores socioculturais etc.). Desse modo, as observações não são independentes e há violação dos pressupostos básicos dos modelos tradicionais de regressão. Uma vez que a estrutura dos dados é aninhada, foi elaborado modelo logístico hierárquico com o primeiro nível representado pelos indivíduos e o segundo nível, pelas unidades da federação²³⁻²⁵. Foi analisado o pressuposto de linearidade entre a variável anos de estudo e o *logodds* de nunca ter usado o serviço de saúde.

A estratégia de modelagem utilizada foi a sugerida por Hox²⁴. Primeiramente, foi analisado um modelo somente com intercepto aleatório sem as variáveis do nível do indivíduo (modelo vazio). Em seguida, foram incluídas as variáveis dos indivíduos com os coeficientes fixos e examinada a redução na variabilidade do efeito aleatório, pela comparação com o modelo anterior. Foram comparadas as funções de verossimilhança do modelo com e sem as variáveis do indivíduo, usando o teste χ^2 . Foram mantidas no modelo as variáveis estatisticamente significantes ($\alpha = 0,05$). A seguir, foram incluídas na modelagem as variáveis do nível do contexto, a partir de uma análise gráfica aqui apresentada.

Para avaliar se a chance de nunca ter consultado o dentista diferia entre as UF, foram ajustados, primeiramente, modelos convencionais para cada UF, incluindo todas as variáveis do indivíduo. Foram elaborados diagramas de espalhamento dos interceptos dos modelos das 27 UF e cada uma das variáveis de contexto, para identificação de quais características do segundo nível estariam relacionadas com as variações dos interceptos dos modelos das UF²⁶. As variáveis da unidade da federação que apresentavam coeficiente de correlação igual ou maior que 0,50 não foram incluídas simultaneamente no modelo, para evitar introdução de colinearidade, como sugerido por Bonate²⁷ e por Shieh e Fouladi²⁸. Por último, foi elaborado modelo de intercepto aleatório no qual incluíram-se as características individuais e as variáveis do nível contextual que mostraram associação na análise gráfica. As variáveis do segundo nível foram centradas na média geral da variável. A avaliação do efeito das variáveis da unidade da federação no uso dos serviços odontológicos foi realizada pela análise da significância estatística do seu coeficiente e da redução da variância do efeito aleatório, quando

comparado com o modelo que inclui apenas as características dos indivíduos.

Não foram incluídas na modelagem multivariada os menores de 1 ano e as observações que apresentavam falta de dados para alguma das variáveis analisadas (2,8%).

A modelagem hierárquica foi realizada através do programa computacional HLM, versão 5.0.

Resultados

Dos 384.770 indivíduos da amostra, 51,2% eram

mulheres, 18,0% tinham acima de 50 anos, 52,1% referiram sua cor como branca, 24,6% possuíam plano de saúde e 84,3% residiam em região urbana. A média de anos de estudo foi de 6,4 anos (desvio-padrão de 4,6 anos). Os 20% mais pobres possuíam renda familiar *per capita* menor que R\$ 76,00; 20% da população possuía renda familiar *per capita* entre R\$ 76,01 e R\$ 138,00; outros 20% entre R\$ 138,01 e R\$ 238,00; e outros, entre R\$ 238,01 e R\$ 437,00. Os 20% mais ricos da população brasileira possuíam renda familiar *per capita* acima de R\$ 437,00. Apenas 38,2% das respostas foram dadas pela própria pessoa.

No Brasil, 15,9% nunca consultaram o dentista, e o percentual variou entre os estados (Tabela 1). Os maiores percentuais foram observados em Estados do Norte e Nordeste, como Maranhão (32,3%) e Amapá (30,0%), seguidos de Bahia (29,6%), Alagoas (27,3%), Piauí (23,2%), Acre (22,7%), Tocantins (21,9%) e Sergipe (20,7%), enquanto os menores percentuais foram encontrados para Estados do Sul, como Paraná (10,1%) e Santa Catarina (9,5%), e para o Distrito Federal (9,6%).

Comparando com os dados da PNAD de 1998, observou-se uma redução de 15,0% na prevalência de indivíduos que nunca consultaram o dentista, que foi de 18,7%, em 1998, e 15,9%, em 2003. A variação na proporção dos que nunca foram ao dentista, entre 1998 e 2003, foi diferente entre as unidades da federação. Os maiores percentuais de reduções, acima de 25%, foram observados para os Estados de Santa Catarina (30,7%), Minas Gerais (28,5%), Paraná (28,4%) e Piauí (25,4%). Aumentos foram observados em Rondônia (12,7%), Amapá (7,5%), Amazonas (5,8%), Alagoas (3,8%) e Acre (1,3%).

Na análise bivariada (Tabela 2), foi encontrada associação estatisticamente significativa entre nunca ter consultado serviço odontológico e todas as características individuais, com maiores percentuais de nunca consultado o dentista entre os homens (17,5% *versus* 14,3% para as mulheres), os de raça não-branca (20,1% *versus* 12,0% para os de raça branca), os com menor escolaridade (média de 2,3 anos de estudo *versus* 7,1 anos de estudo para os que consultaram o dentista alguma vez), os mais pobres (35,1% dos 20% mais pobres *versus* apenas 3,7% para os 20% mais ricos), os que não possuíam plano de saúde (18,8% *versus* 6,9% para os com plano) e os que residiam em região rural (28,0% *versus* 13,6% para os que residiam em região urbana). Foi observado diferencial com a idade, com queda do

Tabela 1

Percentual de pessoas que nunca consultaram o dentista, por unidade da federação, PNAD 1998 e 2003.

Estado	Nunca consultaram o dentista		
	1998 %	2003 %	Redução %
Região Norte			
Rondônia	16,6	18,7	-12,7
Acre	22,4	22,7	-1,3
Amazonas	17,1	18,1	-5,8
Roraima	17,5	16,6	5,1
Pará	24,0	20,6	14,2
Amapá	27,9	30,0	-7,5
Tocantins	27,8	21,9	21,2
Região Nordeste			
Maranhão	38,1	32,3	15,2
Piauí	31,1	23,2	25,4
Ceará	28,4	23,8	16,2
Rio Grande do Norte	20,6	18,1	12,1
Paraíba	24,3	19,7	18,9
Pernambuco	21,1	21,0	0,5
Alagoas	26,3	27,3	-3,8
Sergipe	27,0	20,7	23,3
Bahia	33,8	29,6	12,4
Região Sudeste			
Minas Gerais	17,9	12,8	28,5
Espírito Santo	17,5	15,2	13,1
Rio de Janeiro	12,7	11,3	11,0
São Paulo	11,6	10,4	10,3
Região Sul			
Paraná	14,1	10,1	28,4
Santa Catarina	13,7	9,5	30,7
Rio Grande do Sul	13,4	11,2	16,4
Região Centro-Oeste			
Mato Grosso do Sul	16,6	12,8	22,9
Mato Grosso	20,4	16,4	19,6
Goíás	15,8	13,1	17,1
Distrito Federal	11,3	9,6	15,0
Total	18,7	15,9	15,0

percentual das pessoas que nunca visitaram o dentista até a faixa etária de 25 a 49 anos, seguida de pequeno aumento para os mais velhos, em especial para os idosos (6,3% para os com 65 anos ou mais *versus* 4,1% para os com 50 a 64 anos). O fato de a informação ter sido dada pela própria pessoa mostrou menores percentuais de indivíduos que nunca consultaram o dentista (5,0%) em comparação com o fato de a resposta ter sido dada por outra pessoa (22,6%), apontando para a importância de inclusão desta variável nas análises.

A redução no percentual dos que nunca foram ao dentista, observada entre 1998 e 2003, foi semelhante na maioria dos grupos, exceto para os 20% mais ricos e para os com plano, que apresentaram as maiores reduções (24,5% e 17,9%, respectivamente), e para os fora da faixa etária 5 a 14 anos, que apresentaram as menores reduções (percentuais em torno de 10% e menores). A diferença observada na redução da proporção dos que nunca foram ao dentista entre as categorias de renda apontou para um pequeno aumento na desigualdade no uso de serviços odontológicos: a proporção dos que nunca foram ao dentista foi 8,2 vezes maior entre os mais pobres em relação aos mais ricos em 1998, e foi de 9,5 em 2003.

A tabela 3 apresenta resultados da etapa de modelagem. O modelo vazio mostrou que parte da variabilidade na chance de um indivíduo nunca ter visitado o dentista foi explicada pelo nível da unidade da federação ($var = 0,2075$, $p < 0,0001$). Depois de controlar por fatores do nível do indivíduo, observou-se redução de 29,5% da variância do efeito aleatório, que continuou diferente de zero ($var = 0,1464$, $p < 0,0001$), indicando que ainda existe variabilidade no nível contextual (UF), que poderia ser reduzida com a inclusão de variáveis deste nível no modelo, o que será apresentado mais adiante.

Com isso, observou-se que a chance de nunca ter consultado o dentista foi 20% maior para os homens ($RC = 1,20$, $p < 0,0001$) e menor para todas as faixas etárias em comparação com as crianças menores de 5 anos, em especial para os entre 25 e 64 anos ($RC = 0,023$, $p < 0,0001$), crescendo um pouco para os idosos ($RC = 0,037$, $p < 0,0001$). A chance foi menor para os de raça branca ($RC = 0,866$, $p = 0,01$), para os que possuem plano de saúde ($RC = 0,533$, $p < 0,0001$) e para os que residem em região urbana ($RC = 0,571$, $p < 0,0001$). Para cada ano a mais de estudo, a chance de nunca ter visitado dentista foi 17% menor ($RC = 0,830$, $p < 0,0001$). O gradiente das chan-

Tabela 2

Percentual da amostra que nunca consultou o dentista, segundo características dos indivíduos, PNAD 1998 e 2003.

Variável	Nunca consultaram o dentista				
	1998		2003		Redução
	N	%	N	%	
Sexo *					
feminino	30.010	17,1	28.170	14,3	16,4
masculino	34.580	20,5	32.897	17,5	14,6
Total	64.590		61.067		
Idade (anos) *					
0 a 4	27.961	85,7	26.417	81,9	4,4
5 a 9	14.491	42,9	13.353	36,8	14,2
10 a 14	8.188	22,1	6.640	18,4	16,7
15 a 24	6.479	9,6	6.584	8,8	8,3
25 a 49	4.473	3,8	4.629	3,4	10,5
50 a 64	1.572	4,4	1.817	4,1	6,8
65 ou mais	1.431	6,9	1.618	6,3	8,7
Total	64.592		61.058		
Raça *					
não-branca	38.234	24,1	37.012	20,1	16,6
branca	26.353	14,2	24.054	12,0	15,5
Total	64.587		61.066		
Renda (quartil) *					
1º. quintil	32.134	40,2	26.688	35,1	12,7
2º. quintil	15.592	24,5	14.799	21,4	12,7
3º. quintil	7.679	15,1	9.555	13,3	11,9
4º. quintil	5.296	9,4	6.106	7,8	17,0
5º. quintil	2.476	4,9	2.927	3,7	24,5
Total	53.177		60.075		
Plano de saúde *					
não	57.538	22,1	54.506	18,8	14,9
sim	7.047	8,4	6.558	6,9	17,9
Total	64.585		61.064		
Situação do domicílio *					
rural	22.530	32,0	16.887	28,0	12,5
urbano	42.061	15,3	44.179	13,6	11,1
Total	64.591		61.066		
Total	64.592	18,7	61.068	15,9	15,0

* $p < 0,0001$, teste χ^2 .

ces de uma pessoa nunca ter visitado o dentista, segundo renda familiar *per capita*, foi bastante acentuado. Comparando com os 20% mais pobres, a chance de nunca ter consultado dentista foi 27,1% menor para os indivíduos do segundo quintil de renda familiar *per capita* ($RC = 0,729$, $p < 0,0001$), 44,0% menor para os do terceiro quintil ($RC = 0,560$, $p < 0,0001$), 55,6% menor para os do quarto quintil ($RC = 0,444$, $p < 0,0001$) e 74,1% menores para os 20% mais ricos ($RC =$

0,259, $p < 0,0001$). A chance de uma pessoa nunca ter consultado o dentista foi menor para os indivíduos que tiveram suas informações dadas pela própria pessoa ($RC = 0,747$, $p < 0,0001$). A inclusão desta variável no modelo não afetou os coeficientes das outras variáveis.

Na análise exploratória usando o diagrama de dispersão dos interceptos dos modelos separados para cada unidade da federação (que in-

cluía as variáveis do nível do indivíduo) e cada uma das variáveis de contexto, deixaram de participar da modelagem, por apresentarem padrão de variação aleatório no gráfico: razão de renda, razão de sexo, cobertura de vacina de BCG e número de equipamentos odontológicos por 1.000 habitantes.

Em função da presença de correlação entre variáveis do segundo nível, foi analisado o efeito

Tabela 3

Estimativas dos efeitos fixos (coeficientes) e aleatórios (u_0) dos modelos de regressão logística hierárquica, vazio e somente com as variáveis dos indivíduos (nível 1), para as chances de um indivíduo nunca ter consultado o dentista, PNAD 2003.

Modelo	Coeficiente	Erro-padrão	Razão de chances (RC)	P valor (coef. =0)	Desvio-padrão (u_0)	Var (u_0)	P valor (Var (u_0) = 0)
M_0 : Somente intercepto							
Intercepto	-1,6126	0,0862	0,1993	0,000	0,4555	0,2075	0,000
M_1 : Somente variáveis do indivíduo (nível 1)							
Intercepto	1,3953	0,1447	4,0363	0,000	0,3826	0,1464	0,000
Sexo							
masculino	0,1827	0,0135	1,2005	0,000			
feminino	0,0000	.	1,0000	.			
Idade (anos)							
1 a 4	0,0000	.	1,0000	.			
5 a 9	-1,9172	0,0741	0,1470	0,000			
10 a 14	-2,3454	0,0821	0,0958	0,000			
15 a 24	-2,5248	0,0802	0,0800	0,000			
25 a 49	-3,7467	0,0865	0,0235	0,000			
50 a 64	-3,7432	0,0937	0,0236	0,000			
65 ou mais	-3,3048	0,0911	0,0367	0,000			
Raça							
branca	-0,1435	0,0437	0,8662	0,001			
não-branca	0,0000	.	1,0000	.			
Anos de estudo	-0,1858	0,0084	0,8304	0,000			
Renda familiar <i>per capita</i>							
0 a 76,00	0,0000	.	1,0000	.			
76,01 a 138,00	-0,3165	0,0185	0,7286	0,000			
138,01 a 238,00	-0,5799	0,0196	0,5599	0,000			
238,01 a 437,00	-0,8126	0,0360	0,4436	0,000			
maior que 437,00	-1,3517	0,0469	0,2587	0,000			
Possui plano							
sim	-0,6278	0,0738	0,5337	0,000			
não	0,0000	.	1,0000	0,000			
Situação do domicílio							
urbano	-0,5596	0,0733	0,5713	0,000			
rural	0,0000	.	1,0000	.			
Informante é o próprio							
sim	-0,2921	0,0169	0,7466	0,000			
não	0,0000	.	1,0000	.			

separadamente de cada variável contextual na chance de um indivíduo nunca ter visitado o dentista, com modelos construídos pelas variáveis do primeiro nível (indivíduos) e apenas uma variável do segundo nível modelando o intercepto aleatório (Tabela 4). Razão de dependência total, cobertura de água tratada e número de odontólogos por 1.000 habitantes foram as características contextuais que mais reduziram a variância não explicada do modelo que possuía apenas as variáveis dos indivíduos (46,7%, 40,7% e 37,4%, respectivamente), seguidas pelo gasto médio com internações no SUS e pela taxa de pobreza (28,7% e 24,9%, respectivamente). Reduções menores foram observadas para número de médicos por 1.000 habitantes (21,0%), consultas médicas por habitante (14,7%), taxa de analfabetismo (13,6%), leitos por 1.000 habitantes (12,7%) e atendimentos odontológicos por habitante (11,7%). Taxa de desemprego, gasto médio com saúde por habitante e proporção de atendimentos básicos do total de atendimentos prestados pelo SUS não apresentaram significância estatística, e cobertura de coleta de lixo foi limítrofe ($p = 0,095$).

A chance de indivíduos nunca terem utilizado do serviço odontológico foi maior quanto maior a taxa de pobreza da UF de residência, mostrando aumento de 1,4% na chance a cada aumento de uma unidade no percentual de indivíduos abaixo da linha de pobreza ($RC = 1,014$, $p < 0,0001$). A cobertura de água tratada mostrou associação inversa com a chance de indivíduos nunca terem consultado o dentista: a cada aumento de uma unidade no percentual de casas ligadas ao fornecimento de água tratada, observou-se uma redução de 1,9% na chance de nunca ter ido ao dentista ($RC = 0,981$, $p < 0,0001$).

A oferta de recursos humanos, representada pela quantidade de profissionais por 1.000 habitantes, mostrou acentuada associação negativa com a chance de indivíduos nunca terem visitado o dentista: para cada odontólogo a mais em 1.000 habitantes, houve uma redução de 46,6% ($RC = 0,534$, $p < 0,0001$) na chance de indivíduos nunca terem consultado o dentista, enquanto se observou redução pouco menor (25%) para o aumento de um médico a cada 1.000 habitantes ($RC = 0,751$, $p = 0,012$). Efeito semelhante foi observado para a oferta de atendimentos: maior

Tabela 4

Estimativas dos efeitos fixos (coeficientes) e aleatórios (u_i) dos modelos de regressão logística hierárquica que contêm as variáveis dos indivíduos (nível 1) e uma das variáveis da unidade da federação (nível 2), para as chances de um indivíduo nunca ter consultado o dentista, PNAD 2003.

Variável da unidade da federação (nível 2)	Coeficiente	Erro-padrão	Razão de chances (RC)	P valor (coef = 0)	Desvio-padrão (u_i)	Var (u_i)	P valor (Var(u_i) = 0)
M_1 + taxa de pobreza	0,0136	0,0033	1,0137	0,000	0,3316	0,1099	0,000
M_1 + taxa de analfabetismo	0,0191	0,0076	1,0192	0,019	0,3556	0,1264	0,000
M_1 + razão de dependência total	0,0391	0,0081	1,0399	0,000	0,2793	0,0780	0,000
M_1 + taxa de desemprego	-0,0104	0,0358	0,9897	0,774	0,3888	0,1512	0,000
M_1 + cobertura de água tratada	-0,0191	0,0042	0,9811	0,000	0,3028	0,0917	0,000
M_1 + cobertura de coleta de lixo	-0,0114	0,0065	0,98867	0,095	0,3581	0,1282	0,000
M_1 + odontólogos por 1.000 habitantes	-0,6282	0,1342	0,5336	0,000	0,2945	0,0867	0,000
M_1 + atendimentos odontológicos por habitante	-0,2829	0,1208	0,7536	0,028	0,3596	0,1293	0,000
M_1 + gasto médio em saúde por habitante	-0,0006	0,0011	0,9994	0,570	0,3828	0,1465	0,000
M_1 + proporção de atendimento básico	0,0112	0,0218	1,0112	0,612	0,3901	0,1521	0,000
M_1 + médicos por 1.000 habitantes	-0,2862	0,1055	0,7511	0,012	0,3402	0,1157	0,000
M_1 + consultas médicas por habitante	-0,3069	0,1253	0,7357	0,022	0,3534	0,1248	0,000
M_1 + leitos por 1.000 habitantes	-0,3469	0,1615	0,7069	0,041	0,3576	0,1278	0,000
M_1 + gasto médio das internações SUS	-0,0022	0,0007	0,9985	0,003	0,3230	0,1043	0,000

M_1 é o modelo com somente as variáveis do nível do indivíduo.

uso quanto maiores as ofertas atendimentos odontológicos ($RC = 0,754$, $p = 0,028$), semelhante ao encontrado para oferta de serviços médicos de um modo geral ($RC = 0,736$, $p = 0,022$).

A atenção de maior complexidade, representada pelas internações, também se mostrou positivamente associada ao uso. Foi observada redução de 29,3% na chance de nunca ter consultado o dentista para cada leito a mais em 1.000 habitantes ($RC = 0,707$, $p = 0,041$), e a cada R\$10,00 a mais no valor médio das internações realizadas no SUS, observou-se redução de 2,1% na chance de indivíduos nunca terem usado serviços odontológicos ($RC = 0,999$, $p = 0,003$).

Mesmo depois da inclusão das variáveis contextuais nos modelos, restou ainda efeito do nível da unidade da federação (variância para o efeito aleatório diferente de zero), o que apontou para a possibilidade de existirem variáveis que não foram incluídas no modelo.

Discussão

A prestação de serviços de saúde bucal no Brasil, historicamente, caracterizava-se por ações de baixa complexidade, na sua maioria curativas e mutiladoras, com acesso restrito. A grande maioria dos municípios brasileiros desenvolvia ações para a faixa etária escolar, de 6 a 12 anos. Os adultos e os idosos tinham acesso apenas a serviços de urgência, geralmente mutiladores. Isso caracterizava a odontologia como uma das áreas da saúde com extrema exclusão social⁵.

Nos últimos anos, o Ministério da Saúde buscou modificar mais intensamente o quadro existente. Foram criadas, pela Portaria GM/MS nº 1.444, de 28 de dezembro de 2000, as Equipes de Saúde Bucal (ESB), integradas ao Programa Saúde da Família (PSF), e houve a intensificação dos investimentos governamentais a partir de 2002: triplicação do número de ESB, duplicação da população coberta por estas equipes para 61,8 milhões e aumento de nove vezes na mobilização dos recursos financeiros, com a previsão de que sejam investidos R\$ 545 milhões em 2006⁵.

Embora as diferenças nas necessidades em saúde não sejam eliminadas apenas com o uso de serviços de saúde, é inegável que o acesso a serviços de qualidade pode amenizar condições desfavoráveis de saúde em populações. O conceito de acesso é complexo, ainda é impreciso e varia entre autores²⁹. De um modo geral, está relacionado à percepção das necessidades de saúde, à conversão destas necessidades em deman-

das e à conversão das demandas em uso de serviços de saúde.

Assim, não somente a oferta de serviços odontológicos de qualidade é um importante fator para a ampliação do acesso da população a serviços resolutivos, como também o é a percepção das necessidades de saúde bucal por parte dos indivíduos para que se dê a busca por estes serviços^{30,31}. Políticas educativas no sentido de ampliar o conhecimento da população sobre cuidados preventivos e de orientá-la na busca por cuidados de saúde são questões importantes para a gestão em saúde no país.

Os dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde Bucal e os da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios apontam que o acesso aos serviços odontológicos no Brasil é baixo, uma vez que é elevado o percentual dos que nunca consultaram o dentista. E, ainda, pelo fato de haver pagamento do próprio bolso em grande parte do atendimento odontológico dos que visitaram o consultório do dentista^{5,9}.

A PNAD 2003 apontou para uma redução no percentual de indivíduos no Brasil que nunca consultaram o dentista, que foi de 18,7%, em 1998, para 15,9%, em 2003. Tal redução pode ser resultado de maior investimento em políticas e programas de saúde bucal no País e relacionados ao tempo de implantação do Sistema Único de Saúde (SUS). Entretanto, a redução observada foi diferente entre as unidades da federação. Um Estado do Norte (Tocantins), dois do Nordeste (Piauí e Sergipe), um do Sudeste (Minas Gerais), dois do Sul (Paraná e Santa Catarina) e um do Centro-Oeste (Mato Grosso do Sul) apresentaram as maiores reduções, o que pode indicar investimentos em saúde ou resolutividade das ações de saúde diferenciados entre os Estados. Os aumentos observados neste período nas proporções de pessoas que nunca consultaram o dentista ocorreram, em especial, na região Norte do País, nas unidades da federação nas quais não são incluídas na pesquisa a população das áreas rurais, e podem apontar para questões relacionadas ao processo de amostragem^{10,21}.

Nunca ter consultado o dentista é um indicador bastante negativo relacionado à falta de acesso aos serviços odontológicos. Embora tenha sido reduzida a proporção dos que nunca consultaram o dentista, os dados de 2003 mostraram que estas proporções persistem e que ainda existe grande diferencial de uso de serviços odontológicos entre grupos populacionais e unidades da federação no Brasil. As reduções observadas entre 1998 e 2003 nas proporções de pessoas que

nunca consultaram o dentista ocorreram para todos os grupos, mas de forma diferenciada. Observou-se pequeno aumento nas desigualdades de renda e entre os que possuem ou não plano de saúde no uso de serviços odontológicos, por ter sido maior a ampliação do uso entre os mais privilegiados.

Cabe ressaltar que a redução da proporção de pessoas que nunca visitaram o dentista está relacionada à melhoria na oferta de serviços, muito embora não esteja diretamente ligada à melhoria da qualidade deste atendimento.

Em 2003, o maior uso de serviços odontológicos foi observado nas mulheres, nos brancos, nos com mais escolaridade, nos com maiores rendas familiares *per capita*, nos que possuem plano e nos que residem em região urbana. O uso aumentou com a idade até os 14 anos, mantendo-se semelhante até a faixa etária 25 a 49 anos, e foi menor entre os idosos, comparado com os adultos mais velhos (50 a 64 anos).

Mesmo depois de controlar por características dos indivíduos, restou variabilidade a ser explicada por fatores ligados ao contexto das unidades da federação. Fatores sociais (taxa de pobreza), estruturais (cobertura de água tratada), da oferta de serviços odontológicos (número de odontólogos por 1.000 habitantes, atendimentos odontológicos por habitante), da oferta de serviços médicos (médicos por 1.000 habitantes, consultas médicas por habitante, gasto médio em saúde por habitante) e da oferta de maior complexidade (leitos por 1.000 habitantes e gasto médio com internações no SUS) explicaram as variações nas chances de uso de serviços odontológicos.

O uso de serviços odontológicos foi maior nas unidades da federação com maiores ofertas de dentistas e de atendimentos odontológicos. Efeito protetor, porém de amplitude menor que o da oferta de dentistas, foi observado para investimentos em atenção à saúde fora da atenção odontológica, como foi o caso de quantidade de médicos por 1.000 habitantes, atendimentos médicos por habitante, leitos por 1.000 habitantes e valor médio das internações no SUS, apontando para o fato de que investimentos em saúde influenciam o uso e acesso de indivíduos de uma maneira geral. Esta afirmação pode ser reforçada pelos resultados encontrados com a análise do indivíduo residir em área urbana ou rural. No meio rural, foi maior a chance de indivíduos nunca terem consultado o dentista, o que pode estar associado a um menor acesso à oferta de serviços

odontológicos, dado pela menor disponibilidade e distância a estes serviços.

Além da oferta de serviços de saúde, características sociais e de estrutura das unidades da federação relacionaram-se ao uso de serviços odontológicos, de modo semelhante ao que tem sido observado por outros autores, em estudos sobre morbidade e uso de saúde bucal^{12-13, 15-20}.

Nos diferentes modelos ajustados levando em conta as características individuais e de contexto, observou-se que ainda restou variabilidade a ser explicada. Aspectos interessantes a serem pesquisados seriam os relacionados à percepção do indivíduo sobre seu estado de saúde, aos hábitos e comportamentos com respeito à saúde bucal e ao estímulo ao uso de serviços preventivos. Outros aspectos de importância para investigação seriam os relacionados não apenas ao nível médio da variável contextual, mas os que levam em conta a distribuição destas variáveis dentro das áreas, tais como variações na distribuição geográfica da oferta de serviços odontológicos e distribuição desigual de renda.

A inclusão de uma segunda variável de contexto no modelo ocasionou, na maioria das situações, uma alteração elevada na estimativa do coeficiente fixo das duas variáveis de contexto, acompanhado, ainda, de perda da significância estatística desses coeficientes. Tal fato pode ter sido provocado pela inclusão de colinearidade, que, em modelos multiníveis, torna-se mais crítica que nos modelos convencionais. Esta situação foi observada mesmo na presença de coeficientes de correlação menores que 0,5, conforme também observado por Bonate²⁷.

Cabe ressaltar a importância de as análises serem controladas pelo fato de a informação ter sido dada pela própria pessoa ou por outro. Isto porque foi observada diferença na chance de um indivíduo nunca ter consultado dentista em função da origem daquela informação, embora ela não altere o valor dos outros coeficientes.

O peso das observações relacionadas ao processo de amostragem não foi levado em conta na fase da modelagem hierárquica, por limitações da versão do *software* disponível para este estudo. Versões mais recentes de alguns programas já incorporam o peso nos seus algoritmos de regressão logística, como é o caso HLM 6.0, o Mlwin 2.02, Stata 8.0 e 9.0 e o SAS 9.0. Não foi possível, porém, importar os dados da PNAD no Mlwin, por limitação do gerenciamento de memória do programa (foi utilizado nas análises um microcomputador IBM-PC compatível, com processador Athlon XP2000 – 2 GHz de

clock – e 1 Gbyte de memória RAM). Há discussão na literatura sobre o SAS não produzir estimativas confiáveis nos modelos não-lineares hierárquicos³². A rotina Gllamm, do Stata, possui algoritmos computacionais não otimizados, apresentando tempos de processamento elevadíssimos, requerendo equipamentos com capacidade de processamento acima da dos computadores disponíveis no mercado, para ajustar modelos com muitas observações, como é o caso da PNAD.

Outra questão que deve ser destacada é que a unidade da federação é uma unidade de agregação dos dados que possui bastante heterogeneidade interna e os efeitos entre o uso e os fatores de contexto poderiam ficar minimizados. No entanto, observou-se que as associações foram significativas mesmo quando consideradas áreas com a magnitude da UF.

Os indivíduos da amostra da PNAD estão agrupados em domicílios e este nível da estrutura aninhada dos dados não foi levado em consideração nas análises. Esta é uma situação-limite, na qual há pequeno número de observações nos grupos, com grande variabilidade entre grupos e a tendência de o efeito aleatório ser bastante elevado. Nestes casos, as estimativas dos coeficientes fixos são subestimadas e são necessários métodos alternativos de estimação (*penalized quasi-likelihood* de segunda ordem ou o Monte Carlo via Cadeia de Markov)^{34,35}. O software utilizado neste trabalho não conseguiu gerar as estimativas nesta situação.

Como apontado na literatura^{25, 33-35}, para resposta dicotômica, as estimativas dos coeficientes fixos dos modelos multiníveis são semelhantes às estimativas obtidas nos modelos de regressão tradicionais (exceção feita para o caso acima), diferindo basicamente nas estimativas dos erros-

padrão destes coeficientes. Como o *software* utilizado na modelagem hierárquica não incorpora o peso das observações no modelo logístico, para efeito de comparação, foram ajustados os modelos logísticos convencionais com e sem peso e observada grande semelhança entre os coeficientes destes com os obtidos a partir da modelagem hierárquica. Apenas o coeficiente da variável raça apresentou pequena diferença.

O percentual de não-resposta, de um modo geral, estava aleatoriamente distribuído na amostra. A Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios possui representatividade no nível do Estado, baixo percentual de não preenchimento das variáveis, possibilitando a análise e o conhecimento da situação do uso e acesso aos serviços odontológicos no País, com baixo custo de recuperação da informação, mostrando o seu potencial de uso para apoiar a gestão e a produção de políticas públicas para o setor.

Considerações finais

Observou-se desigualdade no uso de serviços odontológicos entre as unidades da federação e entre indivíduos, no Brasil, uma vez que o indicador que aponta para a maior dificuldade de uso destes serviços (nunca ter consultado o dentista) esteve associado com diversas características dos indivíduos e com diferentes características contextuais. O uso foi menor para os homens, os idosos (em comparação aos outros adultos), os não-brancos, os mais pobres, os de menor escolaridade, os sem plano, os residentes em áreas rurais e em regiões mais pobres, de menor estrutura e de menor oferta de serviços: odontológicos, médicos e serviços de maior complexidade.

Colaboradores

RS Pinheiro e TZG Torres participaram igualmente de todas as etapas do trabalho.

Referências

1. Brasil. Ministério da Saúde. Divisão Nacional de Saúde Bucal. Levantamento epidemiológico em saúde bucal: Brasil, 1986. 1988. 37p. (Série C: Estudos e Projetos, 4) [acessado em 20 mai 2006]. Disponível em: URL: <http://dtr2004.saude.gov.br/dab/saudebucal/vigilancia.php>.
2. Brasil. Ministério da Saúde. Levantamento epidemiológico em saúde bucal: cárie dental. 1996. [acessado em 20 mai 2006]. Disponível em: URL: <http://www.saude.gov.br/bucal>.
3. Brasil. Ministério da Saúde. Projeto SB2003. 2004. [acessado em 20 mai 2006]. Disponível em: URL: <http://www.saude.gov.br/bucal>.
4. Organização Pan-Americana de Saúde. s/d. [acessado em 14 jun 2005]. Disponível em: URL: <http://www.opas.org.br/sistema/fotos/bucal.pdf>.
5. Organização Pan-Americana da Saúde/Ministério da Saúde. Unidade Técnica de Desenvolvimento de Sistemas e Serviços de Saúde/ Coordenação Nacional de Saúde Bucal. A Política Nacional de Saúde Bucal do Brasil: registro de uma conquista histórica. (Série Técnica: Desenvolvimento de Sistemas e Serviços de Saúde). Brasília, 2006 [acessado em 15 mai 2006]. Disponível em: URL: http://dtr2004.saude.gov.br/dab/saudebucal/publicacoes/serie_tecnica_11_port.pdf.
6. Brasil, Ministério da Saúde 2002. Portaria nº 1.101, de 12 de junho de 2002. Estabelece os parâmetros de cobertura assistencial no âmbito do Sistema Único de Saúde – SUS. [acessado em 20 mai 2006]. Disponível em: URL: <http://pnass.datasus.gov.br/documentos/normas/48.pdf>.
7. Brasil. Ministério da Saúde. Diretrizes da Política Nacional de Saúde Bucal. 2004 [acessado em 20 mai 2006]. Disponível em: URL: www.saude.gov.br/bucal.
8. Pinheiro RS, Viacava F, Travassos C & Brito AS. Gênero, morbidade, acesso e utilização de serviços de saúde no Brasil. *Rev C S Col* 2002; 7(4):687-707.
9. Barros AJD & Bertoldi AD. Desigualdades na utilização e no acesso a serviços odontológicos: uma avaliação em nível nacional. *Rev C S Col* 2002; 7(4):709-17.
10. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Síntese de Indicadores-2003 [acessado em 13 maio 2006]. Disponível em: URL: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2003/sintese/pnad2003.pdf>.
11. Pinheiro RS, Aguiar FP, Sass PE, Vilela MJN. Diferença no uso de serviços odontológicos entre os Estados do Brasil: uma análise baseada em modelos hierárquicos. *Cad Saúde Col* 2006; 14(1):141-8.
12. Nadanovsky, Sheiham YS. Relative contribution of dental services to the changes in caries level of 12-year-old children in 18 industrialized countries in the 1970s and early 1980s. *Community Dent Oral Epidemiol* 1995; 23:331-9.
13. Moysés SJ. O conceito de promoção da saúde na construção de sistemas de atenção em saúde bucal coletiva. In: Krieger L, organizador. *Promoção de saúde bucal*. São Paulo: Artes Médicas/Associação Brasileira de Odontologia de Promoção da Saúde; 1997. p. 371-407.
14. Baldani MH, Vasconcelos AGG, Antunes JLF. Associação do índice CPO-D com indicadores socioeconômicos e de provisão de serviços odontológicos no Estado do Paraná, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2004; 20(1):143-52.
15. Lucas SD, Portela MC, Mendonça LL. Variações no nível de cárie dentária entre crianças de 5 e 12 anos em Minas Gerais, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2005; 21(1):55-63.
16. Antunes JLF, Peres MA, Mello TRC, Waldman EA. Multilevel assessment of determinants of dental caries experience Brazil. *Community Dent. Oral Epidemiol* 2006; 34:146-52.
17. Locker D, Ford J. Using area-based measures of socioeconomic status in dental health services research. *J Public Health Dent* 1996; 56(2):69-75.
18. Locker D, Clarke M. Geographic variations in dental services provided to older adults in Ontario, Canada. *Community Dent Oral Epidemiol* 1999; 27(4):275-82.

19. Pinheiro RS, Travassos CM. Desigualdade na utilização de serviços de saúde por idosos em três áreas da cidade do Rio de Janeiro. *Cad Saúde Pública* 1999; (15):3:487-96.
20. Cavalini LT. Morbi-mortalidade nos municípios brasileiros: associação com indicadores socioeconômicos e de assistência à saúde. Um estudo multinível [tese]. Rio de Janeiro (RJ): IMS/UERJ; 2005.
21. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Notas Técnicas. 2003 [acessado em 29 mai 2006]. Disponível em: URL: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2003/notas_brasil.pdf.
22. Pfeffermann D. The use of sampling weights for survey data analysis. *Statistical Methods in Medical Research* 1996; 5(3):239-61.
23. Bryk AS, Raudenbush SW. Hierarchical Linear Models for Social and Behavioral Research: Applications and Data Analysis Methods. Newbury Park, California: Sage Publications; 1992.
24. Hox JJ. Applied Multilevel Analysis. Amsterdam: TT-Publikaties; 1995 [acessado em 20 mai 2006]. Disponível em: URL: www.mlwin.com/intro/amabook.pdf.
25. Snijders T & Bosker R. Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling. London: Sage; 1999.
26. Pinheiro RS. Estudos sobre variações no uso de serviços de saúde: abordagens metodológicas e a utilização de grandes bases de dados nacionais [tese]. Rio de Janeiro (RJ): ENSP/Fiocruz; 1999.
27. Bonate PL. The effect of collinearity on parameter estimates in nonlinear mixed effect models. *Pharmaceutical Research* 1999; 16(5):709-17.
28. Shieh Y-Y, Fouladi RT. The effect of multicollinearity on multilevel modeling parameter estimates and standard errors. *Educational and Psychological Measurement* 2003; 63(6):951-85.
29. Travassos C, Martins M. Uma revisão sobre os conceitos de acesso e utilização de serviços de saúde. *Cad Saúde Pública* 2004; 20(Supl 2): S190-S198.
30. Chisick MC, Poindexter FR, York AK. Factors influencing perceived need for dental care by United States military recruits. *Clin Oral Investig* 1998; 2(1):47-51.
31. Silva SRC, Fernandes RRRAC. Autopercepção das condições de saúde bucal por idosos. *Rev Saúde Pública* 2001; 35(4): 349-55.
32. Rabe-Hesketh S, Skrondal A. Multilevel modeling of complex survey data. (Submetido à publicação, s/d.).
33. Rodriguez G, Goldman N. Assessment of estimation procedures for multilevel models with binary response. *J Royal Statistical Society, Series A* 1995; 158:73-90.
34. Goldstein H, Rasbash J. Improved approximations for multilevel models with binary responses. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 1996; 159:505-13.
35. Browne W, Draper D. A comparison of Bayesian and likelihood-based methods for fitting multilevel models. 2002 [acessado em 10 out 2003]. Disponível em: URL: <http://multilevel.ioe.ac.uk/team/materials/wbrssa.pdf>.

Artigo apresentado em 7/04/2006

Aprovado em 19/05/2006

Versão final apresentada em 1º/06/2006