

ARTIGO ORIGINAL



Prevalência de fumantes adultos nas capitais brasileiras, segundo privação socioeconômica

Prevalence of adult smokers in Brazilian capitals according to socioeconomic deprivation

Regina Tomie Ivata Bernal^I , Deborah Carvalho Malta^I , Renato Azeredo Teixeira^I , Alastair Hay Leyland^{II} , Vittal Srinivasa Katikireddi^{II} , Elizabeth Bailey Brickley^{III} , Elzo Pereira Pinto Júnior^{IV} , Maria Yuri Travassos Ichiara^{IV} , Mirjam Allik^{II} , Ruth Dundas^{II} , Mauricio Lima Barreto^{IV}

^IUniversidade Federal de Minas Gerais, Escola de Enfermagem, Departamento de Enfermagem Materno-Infantil e Saúde Pública – Belo Horizonte (MG), Brasil.

^{II}University of Glasgow, Medical Research Council, Scottish Government Chief Scientist Office, Social and Public Health Sciences Unit, School of Health and Wellbeing – Glasgow, UK.

^{III}London School of Hygiene and Tropical Medicine, Department of Infectious Disease Epidemiology – London, UK.

^{IV}Fundação Oswaldo Cruz, Centro de Integração de Dados e Conhecimentos para Saúde – Salvador (BA) Brasil.

RESUMO

Objetivo: Estimar as prevalências de adultos fumante nas 26 capitais e no Distrito Federal segundo o Índice Brasileiro de Privação.

Métodos: Os dados sobre tabagismo foram obtidos junto ao sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito (Vigitel) para as 26 capitais e o Distrito Federal, no período de 2010 a 2013. O Índice Brasileiro de Privação classifica os setores censitários segundo indicadores como: renda menor que meio salário mínimo, população não alfabetizada e sem esgotamento sanitário. Nas regiões Norte e Nordeste, os setores censitários foram agrupados em quatro categorias (baixa, média, alta e muito alta privação) e, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, em três (baixa, média e alta privação). As estimativas de prevalências de adultos fumantes foram obtidas pelo método indireto de estimação em pequenas áreas. Para o cálculo das razões de prevalências, empregam-se modelos de Poisson. **Resultados:** A associação positiva entre a prevalência e a privação das categorias de setores censitários foi encontrada em 16 (59,3%) das 27 cidades. Em nove (33,3%) cidades, os setores de maior privação apresentaram maior prevalência de fumantes quando comparados aos de menor privação e, em duas (7,4%), não apresentaram diferenças. Em Aracaju, Belém, Fortaleza, João Pessoa, Macapá e Salvador, as prevalências de adultos fumantes foram três vezes maiores no grupo de setores com maior privação em relação aos de menor privação. **Conclusão:** Setores de maior privação social apresentaram maiores prevalências de tabagismo, comparados com menor privação, apontando desigualdades sociais.

Palavras-chave: Iniquidades em saúde. Iniquidade social. Estudos de prevalência. Análise de pequenas áreas. Tabaco. Inquéritos.

AUTORA CORRESPONDENTE: Deborah Carvalho Malta. Avenida Alfredo Balena, 190, Santa Efigênia, CEP: 30130-100, Belo Horizonte (MG), Brasil. E-mail: dcmalta@uol.com.br

CONFLITO DE INTERESSES: nada a declarar

COMO CITAR ESSE ARTIGO: Bernal RTI, Malta DC, Teixeira RA, Leyland AH, Katikireddi VS, Brickley EB, et al. Prevalência de fumantes adultos nas capitais brasileiras, segundo privação socioeconômica. Rev Bras Epidemiol. 2023; 26: e230044. <https://doi.org/10.1590/1980-549720230044.2>

Esse é um artigo aberto distribuído sob licença CC-BY 4.0, que permite cópia e redistribuição do material em qualquer formato e para qualquer fim desde que mantidos os créditos de autoria e de publicação original.

Recebido em: 21/12/2022

Revisado em: 19/05/2023

Aceito em: 19/05/2023



INTRODUÇÃO

Segundo a Organização Mundial de Saúde (OMS), o tabaco constitui o principal fator de risco para causas de mortes evitáveis e o segundo maior fator atribuível de mortalidade no mundo¹. O uso do tabaco associa-se às variáveis como baixa renda, baixa escolaridade² e residência em locais com elevadas vulnerabilidades³.

O local de moradia apresenta-se, entre os determinantes sociais, como um componente fortemente modelado pela posição social em que está alocado, evidenciando que os aspectos do entorno físico da vizinhança podem ser importantes fatores para a perpetuação das iniquidades em saúde^{4,5}. Para tal, além de se considerar os aspectos sociais, as pesquisas epidemiológicas lançam mão da análise espacial para identificar a influência dos espaços relacionada aos diferenciais de exposição e de desigualdades, ampliando a compreensão da ocorrência dos eventos relacionados à saúde nas populações e nos processos de morbimortalidade⁶⁻⁸.

Atuar por meio de pesquisas, nessas relações intraurbanas, permite identificar onde e como devem ser realizadas as intervenções, e uma das ferramentas utilizadas para a compreensão das relações entre os determinantes sociais e os resultados de saúde é o geoprocessamento, estratégia importante na identificação de áreas de vulnerabilidade⁹.

Vale ressaltar que a maioria dos estados é carente de informações de saúde da sua população em pequenas áreas para formulação de programa de políticas públicas locais, dado o alto custo de pesquisas dessa natureza.

Nesse sentido, a área da estatística tem contribuído com métodos para obtenção de estimativas confiáveis para áreas menores, como regional de saúde, distritos ou sub-regiões, não contempladas inicialmente nos planos de amostragem das pesquisas¹⁰. O método indireto de estimação para pequenas áreas baseado em modelos tem sido amplamente utilizado em diversas áreas⁹. Esse método utiliza os dados de pesquisas e as informações auxiliares extraídas do último censo, no menor nível, como variáveis preditoras do modelo para estimação da variável de interesse em áreas menores¹⁰.

Em 2019, o Centro de Integração de Dados e Conhecimentos para Saúde (CIDACS) com parceria da Universidade de Glasgow construiu o índice de privação para o Brasil, denominado de Índice Brasileiro de Privação (IBP), utilizando os dados do censo demográfico de 2010. Esse índice permite evidenciar as desigualdades de grupos sociais distintos e a comparação entre os municípios e as regiões brasileiras. O índice foi construído para medir as desigualdades no país utilizando um único ponto de corte para todo o Brasil. Esse índice é apresentado por quartil, quintil e vigintil de privação¹¹.

O uso de indicadores compostos¹²⁻²¹, como o IBP, poderá apoiar a produção de estimativas relacionadas aos fatores de risco para as doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) em áreas menores e, assim, sustentar políticas de

promoção da equidade¹. O presente estudo visa produzir estimativas de prevalências de adultos fumantes, segundo o IBP, nas 26 capitais e no Distrito Federal.

MÉTODOS

Trata-se de estudo ecológico utilizando os dados do sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito (Vigitel), nas 26 capitais e no Distrito Federal, no período de 2010 a 2013²²⁻²⁵.

O Vigitel utiliza amostras probabilísticas da população adulta (≥ 18 anos) residentes nas 26 capitais e no Distrito Federal. O sistema utiliza os cadastros das linhas de telefones residenciais, disponibilizadas anualmente pelas principais operadoras de telefonia fixa no país, para fins de sorteios das amostras. O processo de amostragem é realizado em duas etapas:

- sorteio de 5.000 linhas telefônicas por cidade, com divisão em subamostras de 200 linhas;
- seleção de um morador maior de 18 anos de idade a ser entrevistado.

O peso atribuído inicialmente a cada indivíduo entrevistado pelo Vigitel consiste na multiplicação de dois fatores: o inverso do número de linhas telefônicas no domicílio do entrevistado e o número de adultos no domicílio do entrevistado. Foram utilizados pesos de pós-estratificação para que os resultados do sistema sejam representativos para toda a população adulta de cada cidade. Essa ponderação tem como objetivo igualar a composição sócio-demográfica estimada para a população de adultos com telefone com base na amostra Vigitel em cada cidade à composição sócio-demográfica que se estima para a população adulta total da mesma cidade, no mesmo ano de realização do levantamento.

O estudo utilizou a questão "O(a) senhor(a) fuma?", independentemente do número de cigarros, da frequência e da duração do hábito de fumar, para estimar as prevalências dos adultos fumantes segundo o IBP no período de 2010 a 2013.

Geoprocessamento

Pelas amostras do Vigitel com as informações de telefone e endereço completo e pelas bases de entrevistas com a informação do número de telefone, foi possível incluir o setor censitário mediante a realização do *linkage* com o Cadastro Nacional de Endereços para Fins Estatísticos (CNEFE) do censo 2010²⁶. Ao fim do processamento da base de dados, acrescentou-se a informação do IBP por setor censitário.

Índice brasileiro de privação

O IBP é um índice de três componentes: percentual de domicílios com renda menor que meio salário mínimo, percentual de pessoas menores de sete anos não alfabetizadas e percentual de pessoas com acesso inadequado a esgotamento sanitário, água e descarte de lixo, sem ba-

nheiro¹¹. Dessa maneira, o IPB permite evidenciar as desigualdades de grupos sociais distintos por setor censitário.

Nas regiões Norte e Nordeste, o IBP foi agrupado em quatro categorias: baixa, média, alta e muito alta privação. Enquanto, nas demais regiões, o IBP foi agrupado em três categorias (baixa, média e alta privação), dada a alta concentração dos setores na categoria baixa privação e poucas ocorrências nas categorias alta e muito alta privação (material suplementar – Tabelas S1 e S2).

Estimação indireta para pequenas áreas

Este estudo utilizou os dados do Vigitel e o método de estimação indireta para estimar as prevalências de adultos fumantes por IBP nas 26 capitais e no Distrito Federal. Esse método consiste na utilização de modelos estatísticos para obtenção das estimativas de proporções de adultos fumantes obtidas nas capitais para áreas menores, como o IBP. O modelo de regressão logística foi utilizado para imputar a variável resposta fumante (Y), sim (1) ou não (0), no conjunto de setores censitários sem nenhuma entrevista do Vigitel. Na construção do modelo, foi utilizado o conjunto de setores com uma única entrevista no período de 2006 a 2013. Esse critério foi adotado pela semelhança na distribuição dos setores sem entrevista do Vigitel segundo o IBP (material suplementar – Tabela S3). A variável resposta (y) é do tipo dicotômica, sendo 1 igual a fumante (sucesso) e 0 (fracasso) caso contrário (Tabela S4). As covariáveis por setor censitário foram extraídas do censo 2010, como o percentual de domicílios por tipo de abastecimento de água, percentual de domicílios por tipo de esgotamento sanitário, percentual de domicílios com ausência de pessoas do sexo masculino, percentual de domicílios com mulheres chefe do domicílio, percentual de domicílios com presença de netos, bisnetos, genro ou nora, pais ou padrastos ou madrastas, percentual de domicílios com presença de irmãs(os) acima de 50 anos e percentual de domicílios com um ou mais residentes.

O modelo geral da regressão logística²⁷ é dado por:

$$\log\left\{\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}\right\} = \beta_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p$$

sendo:

$x = (1, x_2, \dots, x_p)$ representa o vetor das covariáveis;

$\pi(x)$ é a probabilidade de o entrevistado declarar fumante (sucesso) dada a característica de x ;

$\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ é o vetor de parâmetros do modelo.

O conjunto de setores com uma entrevista do Vigitel foi dividido em duas amostras na proporção de 70% para treino e 30% para validação, de forma que garantisse o poder de generalização do modelo. A regressão logística calcula a probabilidade, entre 0 e 1, de o adulto no setor censitário ser fumante, e, para classificar os adultos dos setores em fumante ou não fumante, é utilizado um ponto de corte na probabilidade. Assim, os adultos dos setores com probabi-

lidade maior ou igual ao ponto de corte foram classificados como fumante e, caso contrário, como não fumante. Esse ponto de corte foi determinado pela análise da curva *receiver operating characteristic* (ROC)²⁸.

Os modelos de regressão logística múltipla foram executados no programa Rstudio versão 3.6.3 utilizando o pacote Tidymverse²⁹.

Para avaliação do ajuste do modelo, foi utilizada a matriz de classificação dois-por-dois com quatro resultados possíveis: valor positivo (VP) é quando a resposta é fumante e o modelo classificou como fumante; valor negativo (VN) é quando a resposta é não fumante e o modelo classificou como não fumante; falso positivo (FP) é quando a resposta é fumante e o modelo classificou como não fumante; falso negativo (FN) é quando a resposta é não fumante e o modelo classificou como fumante. A sensibilidade do modelo é definida por $\frac{VP}{VP + FN}$, a especificidade por $\frac{VN}{VN + FP}$ e o acerto médio é $\frac{VP + VN}{VP + FN + VP + FN}$.

Na análise conjunta dos setores com e sem entrevistas, foi calculado o peso de pós-estratificação ajustado para a população do censo 2010 por IBP mediante uso do método *rake*³⁰. Esses pesos foram calculados no programa STATA usando o pacote SURVWGT³¹, sendo necessária a informação do peso da amostra para execução do pacote. Neste estudo, foram considerados os dados da população N_1 e N_2 extraídos do censo 2010 de cada região para o cálculo do peso do grupo de setores com entrevistas do Vigitel ($\text{peso} = \frac{N_1}{n_1}$) e sem entrevistas ($\text{peso} = \frac{N_2}{n_2}$), sendo N_1 o total de adultos nos setores com entrevistas do Vigitel, N_2 o total de adultos nos setores sem entrevistas do Vigitel, n_1 a quantidade de entrevistas do Vigitel e n_2 o número de setores sem entrevistas.

A razão de prevalência de adultos fumantes por IBP foi calculada com o intuito de comparação entre os grupos. Essa razão foi estimada pelo modelo de Poisson considerando a primeira categoria como referência. Essas estimativas foram calculadas mediante uso dos pesos de pós-estratificação.

RESULTADOS

Os 65.684 setores censitários nas 26 capitais brasileiras e no Distrito Federal correspondem a uma população de 45.980.581 pessoas. Isso corresponde a 22% do total de setores censitários e 24% da população brasileira. Desse total de setores censitários, 38.867 (58,2%) setores tiveram pelo menos uma entrevista do Vigitel no período de 2010 a 2013. Analisando por região, as regiões Norte, Nordeste e Sul apresentaram 83,1, 81,3 e 82,0% setores com entrevistas, sendo a mediana igual a cinco entrevistas, três e três, respectivamente. Isso mostra o bom espalhamento das amostras do Vigitel. Enquanto a Região Centro-Oeste apresentou 69,9% (mediana=3) e 39,2% na Sudeste. Na Região Sudeste, as capitais São Paulo e Rio de Janeiro têm 18.182 e 10.158 setores respectivamente, ambas com a mediana

igual a uma entrevista por setor, o que explica o baixo percentual de setores com entrevista do Vigitel (material suplementar – Tabela S4).

No geral, as amostras de telefones residenciais do Vigitel estão espalhadas nas capitais, com exceção de São Paulo e Rio de Janeiro.

Para ilustrar o IBP, a Figura 1a (Suplementar) mostra os setores censitários de Salvador (3,530 setores) e a Figura 1b (Suplementar) os setores agrupados por IBP: baixa privação (29,7%), média (32,0%), alta (35,0%) e muito alta privação (3,3%).

Imputação de dados faltantes

Na construção dos modelos de regressão logística, foram selecionados os setores censitários com uma entrevista no período de 2006 a 2013 (material suplementar – Tabela S5). Esse número de setores variou entre 7 (Boa Vista) e 4.231 (São Paulo). Pela alta variabilidade do número de setores por região, a quantidade de modelos foi reduzido de 27, um para cada capital, para 5 modelos: regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste (material suplementar – Tabela S5).

Os modelos ajustados para as regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste estão disponíveis no material suplementar – Tabelas S6 a 10. As medidas de acurácia, sensibilidade e especificidade dos modelos obtidas nas duas amostras mostraram boa adequação dos modelos. No entanto, a capacidade de o modelo classificar o indivíduo como não fumante, dado que ele é não fumante, foi maior quando comparada a sua especificidade (material suplementar – Tabela S11).

Estimação indireta

A tendência de aumento na prevalência à medida que aumenta a privação foi encontrada em 16 (59,3%) das 27 cidades, indicando um gradiente positivo. Em nove (33,3%) cidades, os setores de maior privação apresentaram maior prevalência de fumantes quando comparados aos de menor privação e, nas outras duas (7,4%), não apresentaram diferenças (Tabelas 1 a 3).

Na Região Norte, Belém e Macapá apresentaram um gradiente positivo entre a prevalência de adultos fumantes e o IBP, essas prevalências foram três vezes maiores nos setores de maior privação quando comparadas aos de menor privação. Seguidas por Boa Vista, Porto Velho e Pal-

Tabela 1. Estimativa da prevalência e razão de prevalência de adultos fumantes por cidade e por Índice Brasileiro de Privação. Região Norte, Vigitel, 2010–2013.

Cidade	IBP	%	IC95%	RP	IC95%
Belém	Baixa	5,98	5,03–6,94	1,00	
	Média	8,86	7,49–10,23	1,48	1,19–1,85
	Alta	14,86	12,58–17,14	2,48	1,99–3,10
	Muito alta	24,09	16,07–32,11	4,03	2,78–5,83
Boa Vista	Baixa	8,42	7,33–9,51	1,00	
	Média	7,81	6,75–8,87	0,93	0,77–1,12
	Alta	12,03	9,76–14,30	1,43	1,14–1,80
	Muito alta	23,24	11,13–35,35	2,76	1,61–4,72
Macapá	Baixa	5,74	4,51–6,97	1,00	
	Média	7,52	6,44–8,61	1,31	1,01–1,70
	Alta	8,83	7,69–9,97	1,54	1,20–1,98
	Muito alta	17,54	11,45–23,64	3,06	2,03–4,60
Manaus	Baixa	6,38	5,07–7,68	1,00	
	Média	7,47	6,43–8,50	1,17	0,91–1,50
	Alta	9,20	7,96–10,44	1,44	1,13–1,84
	Muito alta	8,55	5,66–11,43	1,34	0,90–1,99
Palmas	Baixa	7,10	6,38–7,81	1,00	
	Média	15,91	9,10–22,72	1,28	1,03–1,59
	Alta*	29,29	18,73–39,86	1,38	1,02–1,88
Porto Velho	Baixa	8,81	7,25–10,36	1,00	
	Média	10,24	8,96–11,52	1,16	0,94–1,44
	Alta	13,73	11,34–16,13	1,56	1,22–2,00
	Muito alta	23,04	13,80–32,28	2,62	1,69–4,05
Rio Branco	Baixa	10,76	8,88–12,63	1,00	
	Média	11,12	9,56–12,67	1,03	0,83–1,29
	Alta	12,86	11,15–14,57	1,20	0,96–1,49
	Muito alta	15,65	10,18–21,12	1,45	0,98–2,15

IBP: Índice Brasileiro de Privação; IC: intervalo de confiança; RP: razão de prevalência; *as categorias Alta e Muito Alta foram agrupadas devido ao número pequeno de entrevistas no período.

mas com 2,62 (IC95% 1,69–4,05), 2,76 (IC95% 1,61–4,72) e 1,38 (IC95% 1,02–1,88), respectivamente. Em Manaus e Rio Branco, não foram detectadas diferenças entre as prevalências por IBP (Tabela 1).

Em Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Salvador, as prevalências de adultos fumantes nos setores de maior privação foram três vezes maiores do que nos setores de baixa privação. Enquanto em Natal, Recife e Teresina, a razão de prevalência de adultos fumantes variou entre 2,15 (IC95% 1,51–3,05) e 2,72 (IC95% 2,25–4,59). Em Maceió e São Luís, a razão de prevalência foi de 1,67 (IC95% 1,25–2,23) e 1,79 (IC95% 1,30–2,46), respectivamente (Tabela 2).

Nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, as razões de prevalências de adultos fumantes variaram en-

tre 1,33 (IC95% 1,10–1,60) em Campo Grande e 2,76 (IC95% 1,38–4,02) em Florianópolis. Em Curitiba, Florianópolis e Porto Alegre, as razões de prevalências de adultos fumantes foram duas vezes maiores nos setores de maior privação quando comparados aos de menor (Tabela 3).

DISCUSSÃO

Este estudo utilizou o IBP para medir as desigualdades intraurbanas nas prevalências de adultos fumantes, nas capitais brasileiras e no Distrito Federal, usando os dados do Vigitel no período de 2010 a 2013 e o método indireto para estimação em pequenas áreas.

Tabela 2. Estimativa da prevalência e razão de prevalência de adultos fumantes por cidade e por Índice Brasileiro de Privação. Região Nordeste, Vigitel, 2010–2013.

Cidade	IBP	%	IC95%	RP	IC95%
Aracaju	Baixa	6,20	5,09–7,32	1,00	
	Média	7,16	5,88–8,44	1,15	0,90–1,49
	Alta	11,29	8,29–14,28	1,82	1,32–2,51
	Muito alta	30,58	19,94–41,21	4,93	3,33–7,29
Fortaleza	Baixa	7,34	6,15–8,53	1,00	
	Média	8,92	7,56–10,28	1,22	0,97–1,52
	Alta	16,70	15,00–18,40	2,28	1,88–2,76
	Muito alta	30,20	25,57–34,82	4,11	3,29–5,14
João Pessoa	Baixa	7,09	6,05–8,13	1,00	
	Média	7,57	6,29–8,85	1,07	0,85–1,33
	Alta	18,71	15,34–22,09	2,64	2,09–3,33
	Muito alta	35,93	29,80–42,06	5,07	4,04–6,34
Maceió	Baixa	6,91	5,67–8,16	1,00	
	Média	6,25	4,86–7,64	0,90	0,68–1,20
	Alta	8,41	6,98–9,83	1,22	0,95–1,56
	Muito alta	11,54	8,92–14,17	1,67	1,25–2,23
Natal	Baixa	8,10	6,88–9,32	1,00	
	Média	8,11	6,90–9,32	1,00	0,81–1,24
	Alta	10,41	8,68–12,15	1,29	1,03–1,61
	Muito alta	18,76	13,79–23,73	2,32	1,71–3,14
Recife	Baixa	12,20	10,56–13,85	1,00	
	Média	11,04	9,23–12,85	0,90	0,73–1,12
	Alta	17,90	15,97–19,84	1,47	1,23–1,74
	Muito alta	33,17	28,85–37,49	2,72	2,25–3,28
Salvador	Baixa	6,83	5,74–7,93	1,00	
	Média	6,90	5,88–7,91	1,01	0,81–1,25
	Alta	9,23	7,99–10,48	1,35	1,10–1,67
	Muito alta	22,07	15,15–28,99	3,23	2,27–4,59
São Luís	Baixa	6,91	5,57–8,26	1,00	
	Média	8,09	6,22–9,96	1,17	0,86–1,58
	Alta	8,42	6,79–10,06	1,22	0,93–1,60
	Muito alta	12,35	9,21–15,48	1,79	1,30–2,46
Teresina	Baixa	5,03	4,04–6,03	1,00	
	Média	7,05	5,96–8,14	1,40	1,09–1,80
	Alta	7,45	6,15–8,75	1,48	1,14–1,93
	Muito alta	10,80	7,68–13,92	2,15	1,51–3,05

IBP: Índice Brasileiro de Privação; IC: intervalo de confiança; RP: razão de prevalência.

Tabela 3. Estimativa da prevalência e razão de prevalência de adultos fumantes por região, cidade e Índice Brasileiro de Privação. Regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, Vigitel, 2010-2013.

Região	Cidade	IBP	%	IC95%	RP	IC95%
Sudeste	Vitória	Baixa	11,12	9,65–12,59	1,00	
		Média	10,54	8,96–12,12	0,95	0,78–1,16
		Alta	12,46	7,71–17,20	1,12	0,75–1,68
	Belo Horizonte	Baixa	16,84	15,77–17,91	1,00	
		Média	19,12	17,38–20,87	1,14	1,02–1,27
		Alta	23,56	20,36–26,75	1,40	1,20–1,62
	Rio de Janeiro	Baixa	21,35	20,37–22,32	1,00	
		Média	28,20	26,63–29,76	1,32	1,23–1,42
		Alta	34,71	32,61–36,80	1,63	1,51–1,75
São Paulo	Baixa	27,82	26,96–28,69	1,00		
	Média	27,74	26,65–28,84	1,00	0,95–1,05	
	Alta	37,52	35,77–39,26	1,35	1,28–1,43	
Sul	Curitiba	Baixa	14,25	13,24–15,27	1,00	
		Média	19,02	16,49–21,55	1,33	1,15–1,55
		Alta	31,48	23,27–39,69	2,21	1,69–2,89
	Florianópolis	Baixa	9,10	8,25–9,95	1,00	
		Média	13,17	10,93–15,41	1,45	1,19–1,76
		Alta	21,44	10,14–32,75	2,36	1,38–4,02
	Porto Alegre	Baixa	16,66	15,48–17,84	1,00	
		Média	27,71	24,88–30,53	1,66	1,47–1,88
		Alta	39,68	34,55–44,80	2,38	2,06–2,76
Centro-Oeste	Campo Grande	Baixa	9,49	8,34–10,63	1,00	
		Média	10,69	9,43–11,96	1,13	0,95–1,33
		Alta	12,59	10,84–14,34	1,33	1,10–1,60
	Cuiabá	Baixa	11,13	9,39–12,86	1,00	
		Média	12,06	9,70–14,42	1,08	0,84–1,39
		Alta	16,51	13,60–19,42	1,48	1,17–1,88
	Goiânia	Baixa	9,26	8,13–10,40	1,00	
		Média	11,56	10,04–13,08	1,25	1,04–1,49
		Alta	17,28	14,71–19,84	1,86	1,54–2,26
Distrito Federal	Baixa	11,62	10,61–12,62	1,00		
	Média	25,22	23,15–27,29	1,25	1,04–1,49	
	Alta	34,80	31,51–38,10	1,86	1,54–2,26	

IBP: Índice Brasileiro de Privação; IC: intervalo de confiança; RP: razão de prevalência.

O estudo traz uma abordagem ecológica para a mensuração das iniquidades em saúde, apontando que as áreas de maior privação também apresentaram as maiores prevalências de adultos fumantes. Em Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Salvador, as prevalências de fumantes nos setores de muito alta privação são três vezes maiores do que nos setores de baixa privação. Os resultados encontrados no estudo são consistentes com a literatura, o qual aponta associação entre as maiores prevalências de tabaco e a população de baixa renda e escolaridade no Brasil^{2,3,32} e em outros países^{33,34}.

Bernal et al.³⁵ mostraram a validade externa da estimativa da prevalência de adultos fumantes calculada pelo método de estimação indireta nos dados Vigitel Belo Horizonte. Esse estudo utilizou o Índice de Vulnerabilidade da Saúde (IVS) agrupado em quatro categorias para estimar a prevalência de adultos fumantes em cada grupo. Foram encontradas similaridades entre as estimativas calculadas

no Vigitel e no inquérito domiciliar, corroborando os resultados aqui encontrados.

O trabalho apresenta algumas limitações. Primeira, em 14% das entrevistas do Vigitel não foram identificadas os setores censitários no processo de *linkage*. A segunda está relacionada à falta de entrevistas do Vigitel em alguns setores, principalmente naqueles de alta ou muito alta privação, sendo necessário o uso de modelos estatísticos para imputação de dados faltantes nesses setores. Nesse sentido, as covariáveis do modelo podem ter subestimada ou superestimada a probabilidade de o adulto ser classificado como fumante ou não no setor. As capitais São Paulo e Rio de Janeiro têm 28 e 43% dos setores com entrevistas; nessas capitais, o modelo pode ter subestimado a proporção de adultos fumantes. Terceira, o uso dos dados do censo 2010 para construção dos pesos de pós-estratificação por IBP para minimizar o viés de seleção do Vigitel no período de 2010 a 2013 e das

covariáveis dos modelos. Pelo longo intervalo de tempo do último censo, essas covariáveis podem sofrer alterações ao longo do tempo. Quarta, a junção das bases de dados do Vigitel de 2006 a 2013 dada a variação anual da prevalência (material suplementar – Tabela S12).

O Brasil produz muitos dados de pesquisas na área da saúde com abrangência nacional, grandes regiões, unidade de federação, região metropolitana e capitais. Contudo a maioria desses estados é carente de informações de saúde da sua população em pequenas áreas, pelo alto custo de pesquisas dessa natureza. Nesse sentido, o IBP poderá ser utilizado para medir as desigualdades intraurbanas no país.

Este estudo contribui no aspecto metodológico para produção de indicadores em áreas menores e, assim, subsidiar os estados com essas informações para a formulação, o monitoramento e a avaliação de programas e políticas públicas para promoção de saúde adequadas ao enfrentamento do tabagismo.

REFERÊNCIAS

- World Health Organization. Global action plan for the prevention and control of noncommunicable diseases 2013-2020 [Internet]. Genebra: World Health Organization; 2013 [acessado em 08 dez. 2022]. Disponível em: <https://www.who.int/publications/i/item/9789241506236>
- Bazotti A, Finokiet m, Conti IL, França MTA, Waquil PD. Tabagismo e pobreza no Brasil: uma análise do perfil da população tabagista a partir da POF 2008-2009. *Ciênc Saúde Colet* 2016; 21(1): 45-52. <https://doi.org/10.1590/1413-81232015211.16802014>
- Bernal RTI, Carvalho QH, Pell JP, Leyland AH, Dundas R, Barreto ML, et al. A methodology for small area prevalence estimation based on survey data. *Int J Equity Health* 2020; 19(1): 124. <https://doi.org/10.1186/s12939-020-01220-5>
- Costa DAS, Mingoti SA, Andrade ACS, Xavier CC, Proietti FA, Caiaffa WT. Indicadores dos atributos físicos e sociais da vizinhança obtidos pelo método de Observação Social Sistemática. *Cad Saúde Pública* 2017; 33(8): e00026316. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00026316>
- Fleury S. Desigualdades injustas: o contradireito à saúde. *Psicol Soc* 2011; 23(n. spe.): 45-52. <https://doi.org/10.1590/S0102-71822011000400007>
- Abegunde DO, Mathers CD, Adam T, Ortegón M, Strong K. The burden and costs of chronic diseases in low-income and middle-income countries. *Lancet* 2007; 370(9603): 1929-38. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61696-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61696-1)
- Martins EF, Rezende ED, Almeida MCM, Lana FCF. Mortalidade perinatal e desigualdades socioespaciais. *Rev Latino-Am Enfermagem* 2013; 21(5): 1062-70. <https://doi.org/10.1590/S0104-11692013000500008>
- Pampalon R, Hamel D, Gamache P, Raymond G. A deprivation index for health planning in Canada. *Chronic Dis Can* 2009; 29(4): 178-91. PMID: 19804682
- Januário GC, Alves CRL, Lemos SMA, Almeida MCM, Cruz RC, Friche AAL. Índice de vulnerabilidade à saúde e triagem auditiva neonatal: diferenciais intraurbanos. *CoDAS* 2016; 28(5): 567-74. <https://doi.org/10.1590/2317-1782/20162015182>
- Rao JNK, Molina I. *Small area estimation*. 2nd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.; 2015.
- Allik M, Leyland A, Ichiara MYT, Dundas R. Creating small-area deprivation indices: a guide to stages and options. *J Epidemiol Community Health* 2020; 74(1): 20-5. <https://doi.org/10.1136/jech-2019-213255>
- Townsend P. Deprivation. *Journal of Social Policy* 1987; 16(2): 125-46. <https://doi.org/10.1017/S0047279400020341>
- Allik M, Brown D, Dundas R, Leyland AH. Developing a new small-area measure of deprivation using 2001 and 2011 census data from Scotland. *Health Place* 2016; 39: 122-30. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2016.03.006>
- McLoone P. Carstairs scores for scottish postcode sectors from the 1991 census [Internet]. Glasgow: Public Health Research Unit, University of Glasgow; 1994 [acessado em 18 ago. 2022]. Disponível em: <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?jsessionid=95C17675513E6F91DE4BB602AB66AB84?doi=10.1.1.700.3937&rep=rep1&type=pdf>
- Chondur R, Guthridge S, Lee H. Socio-economic indexes for areas (SEIFA) of administrative health districts and urban centres/localities in the Northern Territory [Internet]. Darwin: Department of Health and Community Services; 2005 [acessado em 18 ago. 2022]. Disponível em: <https://digitallibrary.health.nt.gov.au/prodjspuil/handle/10137/119>
- Fukuda Y, Nakamura K, Takano T. Higher mortality in areas of lower socioeconomic position measured by a single index of deprivation in Japan. *Public Health* 2007; 121(3): 163-73. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2006.10.015>
- Sánchez-Cantalejo C, Ocana-Riola R, Fernández-Ajuria A. deprivation index for small areas in Spain. *Soc Indic Res* 2008; 89(2): 259-73. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9114-6>
- Salmond CE, Crampton P. Development of New Zealand's deprivation index (Nzdep) and its uptake as a national policy tool. *Can J Public Health* 2012; 103(8 Suppl 2): S7-11. PMID: 23618071
- Cabrera-Barona P, Murphy T, Kienberger S, Blaschke T. A multi-criteria spatial deprivation index to support health inequality analyses. *Int J Health Geogr* 2015; 14: 11. <https://doi.org/10.1186/s12942-015-0004-x>
- Vasquez A, Cabieses B, Tunstall H. Where are socioeconomically deprived immigrants located in Chile? A spatial analysis of census data using an index of multiple deprivation from the last three decades (1992-2012). *PLoS One* 2016; 11(1): e0146047. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0146047>
- Noble M, Barnes H, Wright G, Roberts B. Small area indices of multiple deprivation in south Africa. *Soc Indic Res* 2010; 95(2): 281-97. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9460-7>

22. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Secretaria de Gestão Estratégica e Participativa. *Vigitel Brasil 2010: vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico*. Brasília: Ministério da Saúde; 2011
23. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. *Vigitel Brasil 2011: vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico*. Brasília: Ministério da Saúde; 2012
24. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Vigilância de Doenças e Agravos não Transmissíveis e Promoção de Saúde. *Vigitel Brasil 2012: vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico*. Brasília: Ministério da Saúde; 2013
25. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Vigilância de Doenças e Agravos não Transmissíveis e Promoção de Saúde. *Vigitel Brasil 2013: vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico*. Brasília: Ministério da Saúde; 2014
26. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo demográfico 2010* [Internet]. [acessado em 08 jun. 2020]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?=&t=downloads>
27. Paula GA. *Modelos de regressão com apoio computacional*. São Paulo: Universidade de São Paulo, Instituto de Matemática e Estatística; 2013
28. Habibzadeh F, Habibzadeh P, Yadollahie M. On determining the most appropriate test cut-off value: the case of tests with continuous results. *Biochem Med (Zagreb)* 2016; 26(3): 297-307. <https://doi.org/10.11613/BM.2016.034>
29. R Core Team. *R: A language and environment for statistical computing* [Internet]. Vienna: R Foundation for Statistical Computing; 2020 [acessado em 12 fev. 2021]. Disponível em: <https://www.R-project.org/>
30. Cervantes IF, BrickJM, Jones ME. Weighting for nontelephone household in the 2001 California health interview survey. In: *Joint Statistical Meetings – Section on Survey Research Methods*; 2002.
31. Winter N. SURVWGT: stata module to create and manipulate survey weights [Internet]; 2002 [acessado em 20 dez. 2022]. Disponível em: [https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s427503.htm#:~:text=SURVWGT%3A%20Stata%20module%20to%20create%20and%20manipulate%20survey%20weights,-Nicholas%20Winter&text=Abstract%3A%20survwgt%20creates%20sets%20of,the%20survey%20jackknife%20\(JK*\)](https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s427503.htm#:~:text=SURVWGT%3A%20Stata%20module%20to%20create%20and%20manipulate%20survey%20weights,-Nicholas%20Winter&text=Abstract%3A%20survwgt%20creates%20sets%20of,the%20survey%20jackknife%20(JK*)).
32. Malta DC, Vieira ML, Szwarcwald CL, Caixeta R, Brito SMF, Reis AAC. Tendência de fumantes na população brasileira segundo a Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios 2008 e a Pesquisa Nacional de Saúde 2013. *Rev Bras Epidemiol* 2015; 18(Suppl 2): 45-56. <https://doi.org/10.1590/1980-5497201500060005>
33. Giovino GA, Mirza SA, Samet JM, Gupta PC, Jarvis MJ, Bhalra N, et al. Tobacco use in 3 billion individuals from 16 countries: an analysis of nationally representative cross-sectional household surveys. *Lancet* 2012; 380(9842): 668-79. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)61085-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)61085-X)
34. Chen A, Machiorlatti M, Krebs NM, Muscat JE. Socioeconomic differences in nicotine exposure and dependence in adult daily smokers. *BMC Public Health* 2019; 19(1): 375. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-6694-4>
35. Bernal RTI, Malta DC, Peixoto SV, Costa MFL. Validação externa da estimativa da prevalência de fumantes em pequenas áreas produzida pelo Vigitel, em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil. *Rev Bras Epidemiol* 2021; 24: E210002_SUPL.1. <https://doi.org/10.1590/1980-549720210002.supl.1>

ABSTRACT

Objective: To estimate the prevalence of adult smokers in the 26 capitals and the Federal District according to the Brazilian Deprivation Index (*Índice Brasileiro de Privação* – IBP). **Methods:** Dataset on smoking were obtained from the Surveillance of Risk and Protective Factors for Noncommunicable Diseases by Survey (Vigitel) system for the 26 capitals and the Federal District, in the period from 2010 to 2013. The IBP classifies the census sectors according to indicators such as: income less than ½ minimum wage, illiterate population and without sanitary sewage. In the North and Northeast regions, the census sectors were grouped into four categories (low, medium, high and very high deprivation) and in the South, Southeast and Midwest regions into three (low, medium and high deprivation). Prevalence estimates of adult smokers were obtained using the indirect estimation method in small areas. To calculate the prevalence ratios, Poisson models are used. **Results:** The positive association between prevalence and deprivation of census sector categories was found in 16 (59.3%) of the 27 cities. In nine (33.3%) cities, the sectors with the greatest deprivation had a higher prevalence of smokers when compared to those with the least deprivation, and in two (7.4%) there were no differences. In Aracaju, Belém, Fortaleza, João Pessoa, Macapá and Salvador, the prevalence of adult smokers was three times higher in the group of sectors with greater deprivation compared to those with less deprivation. **Conclusion:** Sectors with greater social deprivation had a higher prevalence of smoking, compared with less deprivation, pointing to social inequalities.

Keywords: Health inequities. Social inequity. Prevalence studies. Small-area analysis. Tobacco. Surveys.

CONTRIBUIÇÕES DOS AUTORES: Bernal RTI: Análise formal, Conceituação, Escrita – primeira redação, Escrita – revisão e edição. Metodologia. Malta DC: Análise Formal, Conceituação, Escrita – revisão e edição, Supervisão. Teixeira RA: Análise formal, Escrita – revisão e edição, Metodologia. Leyland AH: Administração do projeto, Análise formal, Escrita – revisão e edição, Obtenção de financiamento, Supervisão. Katikireddi VS: Análise formal, Escrita – revisão e edição. Brickley EB: Análise formal, Escrita – revisão e edição. Pinto Júnior, EP: Análise formal, Escrita – revisão e edição. Ichihara MYT: Análise formal, Curadoria de dados, Escrita – revisão e edição. Allik M: Análise formal, Escrita – revisão e edição. Dundas R: Análise formal, Escrita – revisão e edição. Barreto ML: Análise formal, Administração do projeto, Curadoria de dados, Escrita – revisão e edição, Supervisão.

FONTE DE FINANCIAMENTO: esta pesquisa foi financiada pelo Instituto Nacional de Pesquisa em Saúde (NIHR) (GHRG/16/137/99) usando a ajuda do governo do Reino Unido para apoiar a pesquisa em saúde global. As opiniões expressas nesta publicação são do(s) autor(es) e não necessariamente do NIHR ou do Departamento de Saúde e Assistência Social do Reino Unido. A Unidade de Ciências Sociais e de Saúde Pública é financiada pelo Medical Research Council (MC_UU_12017/13) e pelo Scottish Government Chief Scientist Office (SPHSU13). O Centro de Integração de Dados e Conhecimento para Saúde (CIDACS) é apoiado por bolsas da Fundação CNPq/MS/Gates (401739/2015-5) e do Wellcome Trust, Reino Unido (202912/Z/16/Z). A Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) é apoiada por Bolsas do Ministério da Saúde do Brasil, Secretaria de Vigilância em Saúde, Pequenas Áreas, TED 148- 2018.

NÚMERO DE IDENTIFICAÇÃO/APROVAÇÃO CEP: O Projeto Vigitel foi aprovado no Comitê de Ética em Pesquisas com Seres Humanos (Parecer nº 355.590/2013). O consentimento foi obtido oralmente dos entrevistados no momento do contato telefônico. O presente estudo também foi aprovado pelo Conselho de Ética em Pesquisa da UFMG, pequenas áreas geográficas CAAE: 06364818.7.0000.5149, 10 de abril de 2019, e o banco de dados utilizado de 2006 a 2013 foi cedido à UFMG pelo Ministério da Saúde especificamente para o Projeto Pequenas Áreas e continha a localização do setor censitário sem identificar os entrevistados.

