

Maria Cecília Goi Porto Alves^I

Maria Mercedes Loureiro Escuder^I

Rafael Moreira Claro^{II}

Nilza Nunes da Silva^{III}

Sorteio intradomiciliar em inquéritos de saúde

Selection within households in health surveys

RESUMO

OBJETIVO: Comparar a eficiência e a acurácia de delineamentos de amostragem com e sem sorteio intradomiciliar em inquéritos de saúde.

MÉTODOS: Com base nos dados de um inquérito realizado na Baixada Santista, SP, entre 2006 e 2007, foram retiradas 1.000 amostras sob cada um dos delineamentos e, em cada amostra, foram obtidas estimativas para pessoas de 18 a 59 anos de idade e de 18 anos e mais. Sob o primeiro, foram sorteados 40 setores censitários, 12 domicílios por setor e uma pessoa por domicílio. Na análise, os dados foram ponderados pelo número de adultos residentes nos domicílios. Sob o segundo, foram sorteados 40 setores, seis domicílios por setor para o grupo de 18 a 59 anos de idade e cinco ou seis domicílios para o grupo de 18 anos e mais. Não houve sorteio dentro do domicílio. Medidas de precisão e de vício das estimativas de proporção para 11 indicadores foram calculadas nos dois conjuntos finais das amostras selecionadas para os dois tipos de delineamentos. Estes foram comparados por meio das medidas relativas: coeficiente de variação, razão vício/média, razão vício/erro padrão e erro quadrático médio relativo. O custo foi comparado considerando custo básico por pessoa, custo por domicílio e números de pessoas e domicílios.

RESULTADOS: Os vícios mostraram-se desprezíveis nos dois delineamentos. A precisão foi maior para o delineamento sem sorteio e o custo foi menor.

CONCLUSÕES: O delineamento sem sorteio intradomiciliar mostrou-se superior em termos de eficiência e acurácia, devendo ser a opção preferencial do pesquisador. O sorteio de moradores deve ser adotado quando houver razões referentes ao objeto de estudo que possam levar à introdução de vícios nas respostas dos entrevistados no caso de vários moradores responderem ao questionário proposto.

DESCRITORES: Inquéritos Epidemiológicos, métodos. Inquéritos Demográficos. Amostragem por Conglomerados. Amostragem.

^I Instituto de Saúde. Secretaria de Estado da Saúde de São Paulo. São Paulo, SP, Brasil

^{II} Departamento de Nutrição. Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, MG, Brasil

^{III} Departamento de Epidemiologia. Faculdade de Saúde Pública. Universidade de São Paulo. São Paulo, SP, Brasil

Correspondência | Correspondence:
Maria Cecília Goi Porto Alves
Rua Santo Antônio, 590
01314-000 São Paulo, SP, Brasil
E-mail: cecilia@isaude.sp.gov.br

Recebido: 6/9/2012
Aprovado: 4/9/2013

Artigo disponível em português e inglês em:
www.scielo.br/rsp

ABSTRACT

OBJECTIVE: To compare the efficiency and accuracy of sampling designs including and excluding the sampling of individuals within sampled households in health surveys.

METHODS: From a population survey conducted in Baixada Santista Metropolitan Area, SP, Southeastern Brazil, lowlands between 2006 and 2007, 1,000 samples were drawn for each design and estimates for people aged 18 to 59 and 18 and over were calculated for each sample. In the first design, 40 census tracts, 12 households per sector, and one person per household were sampled. In the second, no sampling within the household was performed and 40 census sectors and 6 households for the 18 to 59-year old group and 5 or 6 for the 18 and over age group or more were sampled. Precision and bias of proportion estimates for 11 indicators were assessed in the two final sets of the 1,000 selected samples with the two types of design. They were compared by means of relative measurements: coefficient of variation, bias/mean ratio, bias/standard error ratio, and relative mean square error. Comparison of costs contrasted basic cost per person, household cost, number of people, and households.

RESULTS: Bias was found to be negligible for both designs. A lower precision was found in the design including individuals sampling within households, and the costs were higher.

CONCLUSIONS: The design excluding individual sampling achieved higher levels of efficiency and accuracy and, accordingly, should be first choice for investigators. Sampling of household dwellers should be adopted when there are reasons related to the study subject that may lead to bias in individual responses if multiple dwellers answer the proposed questionnaire.

DESCRIPTORS: Health Surveys, methods. Population Surveys. Cluster Sampling. Sampling Studies.

INTRODUÇÃO

Em inquéritos de base populacional em que amostras em múltiplos estágios são retiradas, o domicílio é sempre utilizado como unidade de amostragem em algum desses estágios. Considerando que as pessoas são os elementos de interesse de tais inquéritos, o domicílio deve ser visto como um conglomerado, na medida em que engloba ou pode englobar vários elementos.

Há, portanto, duas opções para os delineamentos de amostragem a serem utilizados: considerar o domicílio como unidade de último estágio e incluir na amostra todos os moradores que preencham os critérios estabelecidos^{a,b,c} ou considerar a inclusão no

delineamento de mais um estágio de seleção e sortear um ou mais moradores de cada domicílio.^{d,e,f,g}

O primeiro deles é o mais frequentemente utilizado⁴ e tem como principal vantagem a possibilidade, em função da ausência de sorteio intradomiciliar, de manter a equiprobabilidade de amostras que tenham sido originalmente concebidas com essa propriedade. Por outro lado, entrevistar várias pessoas de uma mesma família poderia diminuir a precisão das estimativas como consequência da homogeneidade existente dentro dos domicílios.

Com o sorteio intradomiciliar e a consequente inclusão na amostra de um número maior de domicílios, esse

^a Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (BR). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Brasília (DF); [s.d.].

^b Centers for Disease Control and Prevention (US). National Health Interview Survey. Washington (DC); [s.d.].

^c National Centre for Social Research (UK). Health Survey for England. Londres; [s.d.].

^d Fundação Oswaldo Cruz (BR). Pesquisa Mundial de Saúde no Brasil. Rio de Janeiro; [s.d.].

^e Centers for Disease Control and Prevention (US). National Health and Nutrition Examination. Washington (DC); [s.d.].

^f Institut de Veille Sanitaire (FR). Etude Nationale Nutrition Santé. Paris; [s.d.].

^g Statistics Canada (CA). Canadian Community Health Survey. Ottawa; [s.d.].

problema seria contornado. Haveria necessidade, no entanto, de utilizar pesos de amostragem para compensar as diferentes probabilidades de seleção, o que também acarretaria uma diminuição da precisão das estimativas.

O sorteio de pessoas no domicílio é o procedimento mais adequado quando questões sensíveis estão presentes nos questionários e supõe-se que as respostas de um entrevistado podem influenciar as de outros membros da família.⁵ Tem sido adotado, ainda, em algumas pesquisas nas quais o questionário é excessivamente longo, acreditando-se que as taxas de resposta poderiam ser afetadas se a entrevista for percebida como onerosa pelos respondentes.⁵ Nesses casos, os sorteios são usualmente realizados utilizando procedimentos propostos por Kish, adaptados ou não,^{2,9} ou com base em técnicas que selecionam os indivíduos a partir de suas datas de aniversários.^{13,14,16}

Há pouca literatura sobre sorteio intradomiciliar. Faltam estudos que discutam quantas pessoas devem ser selecionadas nos domicílios e o impacto das diversas alternativas disponíveis nas estatísticas produzidas.

O objetivo deste estudo foi comparar a eficiência e a acurácia de delineamentos de amostragem sem sorteio intradomiciliar e com sorteio de uma única pessoa.

MÉTODOS

Tomou-se como ponto de partida o inquérito domiciliar sobre acesso a serviços de saúde da Baixada Santista, SP, realizado entre 2006 e 2007, no qual haviam sido realizadas 6.826 entrevistas em 2.189 domicílios de 100 setores censitários, incluindo-se na amostra todas as pessoas residentes nos domicílios sorteados.^h

O tamanho dessa amostra e a inclusão de todas as pessoas dos domicílios, com exceção dos que se recusaram a participar do inquérito, permitiram que ela fosse a população de estudo deste trabalho. Dessa forma, do conjunto de dados do inquérito, foram sorteadas 1.000 amostras sob cada um dos delineamentos em avaliação, com e sem sorteio intradomiciliar. Em cada amostra, foram obtidas estimativas para dois grupos populacionais: o de adultos (18 a 59 anos de idade) e o de adultos e idosos em conjunto (18 anos e mais). Esses grupos foram escolhidos por constituírem, com frequência, populações alvo de inquéritos de saúde.

O primeiro delineamento considerou três estágios de seleção: setor censitário, domicílio e indivíduo. Foram sorteados 40 setores censitários com probabilidade proporcional ao tamanho e, posteriormente, 12 domicílios por

setor e uma pessoa por domicílio. O tamanho planejado da amostra foi de 480 pessoas. Para compensar as diferenças nas probabilidades de seleção, foram introduzidos pesos equivalentes aos números de adultos ou adultos e idosos existentes nos domicílios selecionados.

O segundo delineamento considerou dois estágios de seleção: setor censitário e domicílio. Foram também sorteados 40 setores censitários com probabilidade proporcional ao tamanho e seis domicílios por setor para adultos e cinco ou seis domicílios (média de 5,66) para adultos e idosos. Não houve sorteio dentro do domicílio. Todas as pessoas dos grupos populacionais de interesse residentes nos domicílios sorteados foram entrevistadas. Considerando, respectivamente, razões de dois adultos e de 2,12 adultos e idosos por domicílio, esperava-se alcançar 480 entrevistas em cada amostra.

O aplicativo Stata Versão 11.2 foi empregado para a produção de uma estrutura de *looping* capaz de produzir as 1.000 amostras utilizadas em cada um dos delineamentos em avaliação. A função *runiform* foi utilizada para o estabelecimento de um ponto aleatório para início do sorteio dos setores e, a seguir, dos domicílios. O comando *sample* foi utilizado para a seleção aleatória do morador dentro de cada um dos domicílios nos delineamentos com sorteio intradomiciliar.

As frações de amostragem utilizadas no sorteio das amostras e outros aspectos referentes aos planos de amostragem estão apresentados na Tabela 1.

Para a obtenção das estimativas utilizadas, foram escolhidos 11 indicadores de saúde do Inquérito Domiciliar sobre Acesso a Serviços de Saúde da Baixada Santista,ⁱ agrupados em três categorias, a saber: 1. Situação de saúde (auto avaliação de saúde como ruim ou péssima; não realização das atividades habituais nos últimos 15 dias; referência à hipertensão; referência a diabetes; ingestão de bebida alcoólica nos últimos três meses); 2. Uso e acesso a serviços de saúde (uso de medicamento para hipertensão na última semana; necessidade de atendimento de saúde nos últimos 15 dias; procura de atendimento de saúde nos últimos 15 dias; prescrição de algum medicamento nesse atendimento) e 3. Condição socioeconômica (posse de plano de saúde suplementar e posse de oito ou mais bens domésticos).

Medidas de precisão e de vício das estimativas de proporção para cada indicador considerado foram calculadas nos dois conjuntos finais das 1.000 amostras selecionadas sob os dois tipos de delineamentos.

A média da distribuição de frequência, estimativa do valor esperado do estimador do parâmetro P, foi calculada

^h Alves MCGP, Escuder MML. Plano de amostragem. In: Escuder MML, Monteiro PHN, Pupo LR. Acesso aos serviços de saúde em municípios da baixada santista. São Paulo: Instituto de saúde; 2009. (Temas em saúde coletiva, 8).

ⁱ Escuder MML, Monteiro PHN, Pupo LR. Acesso aos serviços de saúde em municípios da baixada santista. São Paulo: Instituto de saúde; 2009. (Temas em saúde coletiva, 8).

Tabela 1. Aspectos referentes aos delineamentos de amostragem. Região Metropolitana da Baixada Santista, SP, 2006-2007.

Grupo populacional	Sorteio intra-domiciliar	Setores	Domicílios por setor	Pessoas por domicílio	Tamanho de amostra planejado		Fração de amostragem
					Domicílios	Pessoas	
Adulto	Sim	40	12	Uma	480	480	$f = \frac{40 M_i}{M} \cdot \frac{12}{M_i} \cdot \frac{1}{N_{ij}} = \frac{480}{M} \cdot \frac{1}{N_{ij}}$
Adulto	Não	40	6	Todas (média = 2)	240	480	$f = \frac{40 M_i}{M} \cdot \frac{6}{M_i} \cdot \frac{2}{2} = \frac{240}{M}$
Adulto e idoso	Sim	40	12	Uma	480	480	$f = \frac{40 M_i}{M} \cdot \frac{12}{M_i} \cdot \frac{1}{N_{ij}} = \frac{480}{M} \cdot \frac{1}{N_{ij}}$
Adulto e idoso	Não	40	5,66	Todas (média = 2,12)	226,4	480	$f = \frac{40 M_i}{M} \cdot \frac{5,66}{M_i} \cdot \frac{2,12}{2,12} = \frac{226,4}{M}$

M : total de domicílios na população

M_i : número de domicílios no setor i

N_{ij} : número de pessoas residentes no domicílio j do setor i

por: $E \hat{p} h = \frac{f p_i}{1000}$, sendo p_i a proporção estimada na amostra i . O erro padrão do estimador foi calculado por:

$DP(p) = \sqrt{\frac{\sum [p_i - E(p)]^2}{1000}}$; o vício por: $Vic(p) = E(p) - P$, e o erro quadrático médio, indicador da acurácia do estimador, por: $EQM(p) = [DP(p)]^2 + [Vic(p)]^2$.

Os delineamentos de amostragem foram comparados por meio de medidas relativas.^{10,12} A precisão foi comparada pelo coeficiente de variação $cv(p) = \frac{DP(p)}{E(p)}$, e o vício por meio do vício relativo (razão entre o vício

e a média) $vr(p) = \frac{|Vic(p)|}{E(p)}$, e a acurácia por meio do

erro quadrático médio relativo, $EQMR(p) = \frac{EQM(p)}{[E(p)]^2}$. Para

detectar o impacto do vício nas inferências por intervalo de confiança, foi empregada a razão entre o vício e o erro padrão $\left(\frac{|Vic(p)|}{DP(p)}\right)$, adotando critério proposto por Cochran.⁶ Se o vício for menor que a décima parte do erro padrão da estimativa (razão menor que 0,10), será considerado desprezível.

Considerou-se que a eficiência de um delineamento diz respeito ao grau de adequação entre as exigências de precisão e vício das estimativas e o custo de obtê-las. Kish¹⁰ propõe que a comparação entre o custo dos delineamentos com sorteio de uma única pessoa e sem sorteio intradomiciliar seja feita pela expressão: custo = $nc + m.dc$, em que c é o custo básico por elemento (pessoa), igual para os dois delineamentos, tais como: aplicação de questionários e processamento de dados; dc é o custo de incluir um domicílio, tais como: custo de pedir permissão para entrar no domicílio, de conseguir cooperação dos moradores e de realizar a listagem de moradores; n é número de pessoas e m é o número de domicílios.

RESULTADOS

Foram inicialmente calculadas as proporções populacionais para as variáveis do estudo e as médias das estimativas obtidas sob os dois delineamentos em avaliação, com e sem sorteio intradomiciliar, para os dois grupos populacionais de interesse, adultos e o conjunto de adultos e idosos (Tabela 2).

As diferenças entre a esperança do estimador p e o parâmetro populacional, equivalente ao vício do estimador, foram semelhantes para os dois delineamentos. Isso pode ser atestado pela proximidade das estimativas do vício relativo. As diferenças, à exceção de uma delas, situaram-se na terceira casa decimal (Tabela 3). As razões entre o vício e o erro padrão foram menores que 0,10, indicando vícios desprezíveis para ambos os delineamentos.

A comparação entre os coeficientes de variação indica que existência de sorteio intradomiciliar levou a aumento do erro de amostragem para a maior parte das variáveis (Tabela 4). Esse resultado se reflete nas medidas de acurácia. Para 80,0% das variáveis, as estimativas do erro quadrático médio relativo foram inferiores no delineamento sem sorteio nos domicílios.

Em relação ao custo, considerando o número de pessoas incluídas na amostra nos dois delineamentos, 480, e os números de domicílios: 480 no delineamento com sorteio e 240 (para adultos) e 226 ou 227 (para adultos e idosos) no delineamento sem sorteio, tem-se que os custos foram maiores para este último. Para adultos, foram pesquisados 240 domicílios a mais; para adultos e idosos em conjunto, 254 domicílios a mais.

DISCUSSÃO

Os resultados do presente estudo indicam que, nas condições em que as amostras foram sorteadas, o

Tabela 2. Parâmetros para proporções (P) de adultos e de adultos/idosos e médias das distribuições de frequência [E(p)], segundo delineamento com sorteio (del1) e sem sorteio (del2). Região Metropolitana da Baixada Santista, SP, 2006-2007.

Proporções	P	E(p)	
		del1	del2
Adultos			
Possui 8 ou mais bens domésticos	46,237	46,128	46,344
Auto avaliação ruim	10,755	10,806	10,752
Deixou de realizar atividade nos últimos 15 dias	13,177	13,197	13,175
Refere hipertensão	17,637	17,632	17,612
Tomou medicamentos para HA nos últimos 15 dias	70,781	70,799	70,921
Refere diabetes	4,805	4,814	4,798
Possui convenio ou plano de saúde	42,313	42,273	42,394
Precisou de atendimento de saúde nos últimos 15 dias	19,374	19,434	19,322
Foi receitado algum medicamento nesse atendimento	59,429	59,440	59,294
Consulta odontológica no último ano	44,304	44,207	44,353
Adultos e idosos			
Possui 8 ou mais bens domésticos	46,472	46,326	46,275
Auto avaliação ruim	13,228	13,236	13,185
Deixou de realizar atividade nos últimos 15 dias	13,476	13,562	13,321
Refere hipertensão	22,698	22,617	22,567
Tomou medicamentos para HA nos últimos 15 dias	78,026	77,898	78,284
Refere diabetes	7,286	7,286	7,256
Possui convênio ou plano de saúde	43,267	43,331	43,344
Precisou de atendimento de saúde nos últimos 15 dias	20,093	20,199	20,046
Foi receitado algum medicamento nesse atendimento	57,638	57,435	57,185
Consulta odontológica no último ano	41,808	41,857	41,880

HA: Hipertensão arterial

delineamento que não prevê o sorteio dentro do domicílio é superior em termos de acurácia ao que preconiza o sorteio de uma pessoa por domicílio. Embora as diferenças não sejam grandes, o menor custo do primeiro delineamento agrega mais uma vantagem, confirmando sua superioridade. Em geral, um desenho ótimo é desenvolvido determinando o efeito no custo e na variância de procedimentos alternativos de amostragem e escolhendo o que minimiza a variância para um custo fixo.¹²

Os números médios de adultos dentro dos domicílios e o de adultos e idosos, em conjunto, foram baixos: 2 e 2,12, respectivamente. Nessa situação, a concentração de entrevistas nos domicílios não é grande, o que favorece a opção de não realizar o sorteio.¹⁰ Isso ocorre em diversos inquéritos, tanto os que são dirigidos para grupos populacionais específicos,^{3,17} como os que definem domínios de idade ou sexo.^{1,15} Nestes, a homogeneidade intradomiciliar não é relevante uma vez que as análises são conduzidas para grupos populacionais específicos e para os quais há, geralmente, pequena aglomeração no nível domiciliar.¹² Krenzke et al¹¹ confirmam que, quando há múltiplos domínios

de interesse, é frequentemente melhor entrevistar mais de uma pessoa dentro do domicílio.

O efeito de conglomerado é um dos fatores que aumenta a variância das estimativas obtidas nos inquéritos. No entanto, para amostras em múltiplos estágios, o impacto na variância da homogeneidade dentro dos domicílios é afetado pela homogeneidade existente nas unidades de amostragem anteriores. Assim sendo, o impacto incremental da conglomeração dentro de domicílios pode ser amortecido pela dominação dos componentes de variância do primeiro estágio de seleção.¹¹

No presente estudo, somente os dois indicadores para os quais eram esperados valores iguais para os moradores de um mesmo domicílio (posse de plano de saúde e número de bens no domicílio) apresentaram erros de amostragem maiores sob o delineamento sem sorteio. Embora o estudo desses indicadores não se constitua objeto de pesquisas na área de saúde, é possível supor que existam indicadores “de saúde” para os quais a correlação intradomicílio seja extremamente alta, como ocorre quando estimativas são exatamente iguais para todos os moradores dos

Tabela 3. Razões vício/média e vício/erro, segundo delineamento de amostragem com sorteio (del1) e sem sorteio (del2). Região Metropolitana da Baixada Santista, SP, 2006-2007.

Estimadores	Vício/média		Vício/erro	
	del1	del2	del1	del2
Adultos				
Possui 8 ou mais bens domésticos	0,0024	0,0023	0,034	0,027
Auto avaliação ruim	0,0048	0,0002	0,034	0,002
Deixou de realizar atividade nos últimos 15 dias	0,0015	0,0002	0,012	0,001
Refere hipertensão	0,0003	0,0014	0,003	0,015
Tomou medicamentos para HA nos últimos 15 dias	0,0003	0,0020	0,003	0,028
Refere diabetes	0,0019	0,0015	0,008	0,007
Possui convenio ou plano de saúde	0,0009	0,0019	0,014	0,025
Precisou de atendimento de saúde nos últimos 15 dias	0,0031	0,0027	0,030	0,029
Foi receitado algum medicamento nesse atendimento	0,0002	0,0023	0,002	0,027
Consulta odontológica no último ano	0,0022	0,0011	0,038	0,019
Adultos e idosos				
Possui 8 ou mais bens domésticos	0,0031	0,0043	0,046	0,049
Auto avaliação ruim	0,0006	0,0033	0,005	0,027
Deixou de realizar atividade nos últimos 15 dias	0,0064	0,0116	0,052	0,097
Refere hipertensão	0,0036	0,0058	0,038	0,066
Tomou medicamentos para HA nos últimos 15 dias	0,0016	0,0033	0,030	0,064
Refere diabetes	0,0001	0,0041	0,000	0,024
Possui convênio ou plano de saúde	0,0015	0,0018	0,022	0,022
Precisou de atendimento de saúde nos últimos 15 dias	0,0052	0,0023	0,051	0,025
Foi receitado algum medicamento nesse atendimento	0,0035	0,0079	0,034	0,086
Consulta odontológica no último ano	0,0012	0,0017	0,019	0,029

HA: Hipertensão arterial

domicílios. Nessas situações, a superioridade do delineamento sem sorteio deixa de existir.

Krenzke et al¹¹ avaliaram diversas regras de seleção referentes ao número de adultos sorteados dentro dos domicílios em delineamentos de quatro estágios: sorteio de um adulto independente do número existente; sorteio de um adulto se houver até dois e sorteio de dois para mais adultos; sorteio de um adulto se houver até três e de dois para mais adultos; sorteio de um adulto se houver até quatro e de dois para mais adultos; e sorteio de um ou dois adultos, sendo o tamanho da amostra uma fração. Os autores propuseram uma forma de computar o efeito do delineamento devido à homogeneidade domiciliar. Mediram, então, a redução percentual da função variância/custo para as várias estratégias propostas em relação à de “um adulto sorteado” e verificaram que a homogeneidade domiciliar teve pequeno impacto na redução dessa função. A função variância/custo levou em conta a função custo proposta por Kish,¹⁰ que inclui o custo de inclusão de uma pessoa e de um domicílio, e os efeitos de delineamento devido à conglomeração e à ponderação. Mostraram, ainda, que a redução foi fortemente influenciada pelo nível

de dominação dos componentes de variância dos dois primeiros estágios de seleção.

O efeito de conglomerado não é o único fator que aumenta a variância. Esse aumento também pode ser causado pela utilização de pesos no cálculo das estimativas, decorrente da seleção de indivíduos com probabilidades distintas dentro dos domicílios. Por meio de pesos, cada observação feita na pessoa sorteada é repetida tantas vezes quantas forem os moradores existentes no domicílio, inflacionando o efeito do delineamento. Assim, a probabilidade de seleção passa a depender do número de pessoas no domicílio e o aumento da variância estará diretamente relacionado ao coeficiente de variação desses tamanhos.¹¹ O efeito do delineamento total é, sob algumas condições, o produto do efeito do delineamento devido ao sorteio de conglomerados e do efeito do delineamento devido à ponderação dos dados.

Dentre os fatores que têm sido apontados como favoráveis ao sorteio intradomiciliar inclui-se a possibilidade de que as taxas de respostas sejam afetadas pela sobrecarga que os moradores podem sentir com a realização de várias entrevistas no mesmo domicílio.⁴ No entanto, estudos recentes têm mostrado

Tabela 4. Coeficiente de variação [CV(p)] e erro quadrático médio relativo [EQMR(p)], segundo delineamento de amostragem com sorteio (del1) e sem sorteio (del2). Região Metropolitana da Baixada Santista, SP, 2006-2007.

Estimadores	CV (p)		EQMR (p)	
	del1	del2	del1	del2
Adultos				
Possui 8 ou mais bens domésticos	6,902	8,642	0,005	0,007
Auto avaliação ruim	14,200	13,336	0,020	0,018
Deixou de realizar atividade nos últimos 15 dias	12,823	10,996	0,016	0,012
Refere hipertensão	11,040	9,519	0,012	0,009
Tomou medicamentos para hipertensão arterial nos últimos 15 dias	7,496	7,000	0,006	0,005
Refere diabetes	24,610	21,606	0,061	0,047
Possui convênio ou plano de saúde	6,606	7,647	0,004	0,006
Precisou de atendimento de saúde nos últimos 15 dias	10,238	9,267	0,010	0,009
Foi receitado algum medicamento nesse atendimento	9,849	8,594	0,010	0,007
Consulta odontológica no último ano	5,715	5,697	0,003	0,003
Adultos e idosos				
Possui 8 ou mais bens domésticos	6,846	8,638	0,005	0,007
Auto avaliação ruim	12,267	12,132	0,015	0,015
Deixou de realizar atividade nos últimos 15 dias	12,231	12,004	0,015	0,015
Refere hipertensão	9,333	8,838	0,009	0,008
Tomou medicamentos para hipertensão arterial nos últimos 15 dias	5,502	5,159	0,003	0,003
Refere diabetes	19,736	17,182	0,039	0,030
Possui convênio ou plano de saúde	6,760	7,933	0,005	0,006
Precisou de atendimento de saúde nos últimos 15 dias	10,292	9,228	0,011	0,009
Foi receitado algum medicamento nesse atendimento	10,330	9,223	0,011	0,009
Consulta odontológica no último ano	6,105	5,923	0,004	0,004

resultados que contradizem essa avaliação. Mohadjer et al¹² consideram que a seleção de amostras maiores dentro dos domicílios é uma abordagem com impacto favorável nas taxas de resposta do *National Health and Nutrition Examination Survey*. Esse inquérito prevê a realização de exames sorológicos e torna-se conveniente para os membros do domicílio ir juntos ao centro de exames. As taxas de resposta para o delineamento sem sorteio foram superiores às obtidas com sorteio (acréscimo de 3,8 a 6,9 pontos percentuais, dependendo do tipo de domicílio). Da mesma forma, Krenzke et al¹¹ não observaram diferenças estatisticamente significantes nas taxas de resposta obtidas sob delineamentos com sorteio de uma ou de duas pessoas por domicílio na *National Assessment of Adult Literacy*.

Há ainda outros fatores que podem ser levados em conta ao se optar pela realização ou não do sorteio intradomiciliar. Contrário ao sorteio está o interesse no estudo da dependência entre valores para diferentes pessoas de um mesmo domicílio.

A favor do sorteio, menciona-se a existência de perguntas sensíveis nos questionários, cujas respostas podem ter a qualidade comprometida ao serem

respondidas por mais de uma pessoa do domicílio.⁵ Foreman⁷ também aventa a possibilidade de que a reação à entrevista de um dos moradores contamine a resposta de outros, especialmente quando as entrevistas são muito longas ou desconfortáveis. Na mesma linha de argumentação, Kish¹⁰ afirma que um dos motivos para não realizar mais que uma entrevista por domicílio é evitar que o respondente tenha oportunidade de discutir as questões previamente.

No presente estudo, o custo foi representado pelo número de domicílios, uma vez que o número de pessoas entrevistadas foi igual nos dois delineamentos comparados. O custo de inclusão de um domicílio na amostra é considerado sempre superior ao de inclusão de uma pessoa por envolver a realização da listagem de todos os moradores e o deslocamento entre endereços, quando as entrevistas são face-a-face. Esse deslocamento ocorre em diversos momentos do processo de coleta de dados: identificação dos moradores dos domicílios, realização da entrevista, retornos para reversão da não resposta, supervisão e controle de qualidade.

Em nosso estudo, a amostra de domicílios sob o delineamento sem sorteio foi metade daquela obtida no delineamento com sorteio, mostrando-se, portanto,

mais econômica. Esse é um aspecto relevante a ser considerado nos inquéritos domiciliares com entrevistas face-a-face realizados na área de saúde pública, uma vez que a diminuição de gastos é alternativa sempre desejada.

Deve-se considerar, ainda, que o sorteio de pessoas dentro dos domicílios aumenta a complexidade das amostras. É necessário treinar o entrevistador para que, em campo, utilize procedimentos adequados de sorteio que evitem a introdução de vícios. É necessário, ainda, que sejam utilizados pesos que compensem as diferenças na probabilidade de seleção dos indivíduos da amostra, produzidas pelo sorteio de um número fixo

de moradores (um, em geral) na presença de diferentes números de moradores. A não introdução desses pesos, como não raro ocorre em análises de dados advindos de inquéritos que utilizam o sorteio intradomiciliar, produz estimativas viciadas.

Os resultados deste estudo mostraram que o delineamento sem sorteio dentro do domicílio é mais eficiente, devendo ser a opção preferencial do pesquisador. O sorteio de moradores deve ser adotado quando houver razões referentes ao objeto de estudo que possam levar à introdução de vícios nas respostas dos entrevistados caso vários moradores respondam ao questionário proposto.

REFERÊNCIAS

1. Bastos TF, Alves MCGP, Barros MBA, Cesar CLG. A saúde dos homens: desigualdades sociais em estudo de base populacional. *Cad Saude Publica*. 2012;28(11):2133-42. DOI:10.1590/S0102-311X2012001100013
2. Berquó ES. Selección de unidades de información en encuestas demográficas: un método para construir tablas de sorteio. Santiago: CELADE; 1975 (Notas de Población, 3).
3. Berquó ES, Garcia S, Lima L. Reprodução na juventude: perfis sociodemográficos, comportamentais e reprodutivos na PNDS 2006. *Rev Saude Publica*. 2012;46(4):685-93. DOI:10.1590/S0034-89102012005000048
4. Clark RG, Steel DG. Sampling within households in household surveys. *J Royal Statist Soc Series A*. 2007;170(1):63-82. DOI:10.1111/j.1467-985X.2006.00434.x
5. Clark RG, Steel DG. The effect of using household as a sampling unit. *Int Statist Rev*. 2002;70(2):289-314.
6. Cochran WG. Sampling techniques. 3. ed. New York: John Wiley & Sons; 1977.
7. Foreman E. Survey sampling principles. New York: Marcel Dekker; 1991.
8. Kish L, Frankel MR. Inference from complex samples. *J Rl Stat Soc. Series B Stat Methodol*. 1974;36:1-37.
9. Kish L. A procedure for objective respondent selection within the household. *Amer Statist Assoc J*. 1949;44(247):380-7. DOI:10.1080/01621459.1949.10483314
10. Kish L. Survey sampling. New York: John Wiley & Sons; 1965.
11. Krenzkle T, Li L, Rust K. Evaluating within household selection rules under a multi-stage design. *Surv Methodol*. 2010;36(1):111-9.
12. Mohadjer L, Curtin LR. N. Balancing sample design goals for the National Health and Nutrition Examination Survey. *Surv Methodol*. 2008;34(1):119-26.
13. O'Rourke D, Blair J. Improving random respondent selection in telephone surveys. *J Marketing Res*. 1983;20(4):428-32.
14. Oldendick RW, Bishop GF, Sorenson SB, Tuchfarber AJ. A comparison of the Kish and last birthday methods of respondent selection in telephone surveys. *J Official Statist*. 1988;4(4):307-18.
15. Roncalli AG, Silva NN, Nascimento AC, Freitas CHSM, Casotti E, Peres KG, et al. Aspectos metodológicos do Projeto SBBrazil 2010 de interesse para inquéritos nacionais de saúde. *Cad Saude Publica*. 2012;28Suppl:40-57. DOI:10.1590/S0102-311X2012001300006
16. Salmon CT, Nichols JS. The next-birthday method of respondent selection. *Public Opinion Q*. 1983;47(2):270-6. DOI:10.1086/268785
17. Silva NN. Processo de amostragem. In: Lebrão ML, Duarte YAO. O projeto SABE no Município de São Paulo: uma abordagem inicial. Brasília (DF): Organização Pan-Americana da Saúde; 2003.

Trabalho financiado pelo Projeto de Expansão e Consolidação do Programa da Saúde da Família – PROESF 2006 do Ministério da Saúde.

Trabalho apresentado no VIII Congresso de Epidemiologia, São Paulo, SP, 2011 e na III Escola de Amostragem e Metodologia de Pesquisa, Juiz de Fora, MG, 2011.

Os autores declaram não haver conflito de interesses.