

Desenho da amostra *Nacer no Brasil*: Pesquisa Nacional sobre Parto e Nascimento

Sampling design for the *Birth in Brazil*: National Survey into Labor and Birth

Diseño de la muestra *Nacer en Brasil*: Encuesta Nacional sobre Partos y Nacimientos en Brasil

Mauricio Teixeira Leite de Vasconcellos¹
 Pedro Luis do Nascimento Silva¹
 Ana Paula Esteves Pereira²
 Arthur Orlando Correa Schilithz²
 Paulo Roberto Borges de Souza Junior³
 Celia Landmann Szwarzwald³

Abstract

This paper describes the sample design for the National Survey into Labor and Birth in Brazil. The hospitals with 500 or more live births in 2007 were stratified into: the five Brazilian regions; state capital or not; and type of governance. They were then selected with probability proportional to the number of live births in 2007. An inverse sampling method was used to select as many days (minimum of 7) as necessary to reach 90 interviews in the hospital. Postnatal women were sampled with equal probability from the set of eligible women, who had entered the hospital in the sampled days. Initial sample weights were computed as the reciprocals of the sample inclusion probabilities and were calibrated to ensure that total estimates of the number of live births from the survey matched the known figures obtained from the Brazilian System of Information on Live Births. For the two telephone follow-up waves (6 and 12 months later), the postnatal woman's response probability was modelled using baseline covariate information in order to adjust the sample weights for nonresponse in each follow-up wave.

Sampling Studies; Stratified Sampling; Statistical Models; Parturition

Resumo

Este artigo descreve a amostra da Pesquisa Nacional sobre Parto e Nascimento no Brasil. Os hospitais com 500 ou mais nascidos vivos em 2007 foram estratificados por macrorregião, capital de estado ou não, e tipo, e selecionados com probabilidade proporcional ao número de nascidos-vivos em 2007. Amostragem inversa foi usada para selecionar tantos dias de pesquisa (mínimo de 7) quantos fossem necessários para alcançar 90 entrevistas realizadas com puérperas no hospital. As puérperas foram amostradas com igual probabilidade entre as elegíveis que entraram no hospital no dia. Os pesos amostrais básicos são o inverso do produto das probabilidades de inclusão em cada estágio e foram calibrados para assegurar que estimativas dos totais de nascidos vivos dos estratos correspondessem aos totais de nascidos vivos obtidos no SINASC. Para os dois seguimentos telefônicos (6 e 12 meses depois), a probabilidade de resposta das puérperas foi modelada pelas variáveis disponíveis na pesquisa de base, a fim de corrigir, para a não resposta, os pesos amostrais em cada onda de seguimento.

Amostragem; Amostragem Estratificada; Modelos Estatísticos; Parto

¹ Escola Nacional de Ciências Estatística, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, Brasil.

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

³ Instituto de Comunicação e Informação Científica e Tecnológica em Saúde, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil.

Correspondência

M. T. L. Vasconcellos
 Escola Nacional de Ciências Estatística, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística,
 Rua André Cavalcanti 106,
 Rio de Janeiro, RJ 20031-170,
 Brasil.
 mautilv@gmail.com

Introdução

Segundo Leal et al. ¹, os objetivos da Pesquisa Nacional sobre Parto e Nascimento no Brasil foram: (1) descrever a incidência excessiva de cesariana (de acordo com grupos de Robson) e examinar as consequências sobre a saúde das mulheres e dos recém-nascidos; (2) investigar a relação entre o excesso de cesarianas e parto prematuro tardio e baixo peso ao nascer; e (3) investigar a relação entre o excesso de cesarianas e a utilização de procedimentos técnicos após o nascimento.

Este artigo descreve o desenho da amostra usada na pesquisa, incluindo a definição da população de pesquisa, a estratificação das unidades primárias de amostragem, os critérios para seleção de hospitais, dias de pesquisa e puérperas, o cálculo dos pesos amostrais básicos e sua calibração. Descreve, também, a estratégia usada para estimar as probabilidades de resposta às entrevistas em duas ondas de seguimento telefônico, realizadas 6 e 12 meses após a entrevista no hospital, de modo a permitir o cálculo dos pesos amostrais das respondentes em cada onda de seguimento.

População de pesquisa, cadastro do primeiro estágio de seleção e estratificação

A população de pesquisa ² corresponde ao conjunto de puérperas que tiveram filhos nascidos vivos em 2011 em hospitais com 500 ou mais nascidos vivos em 2007, segundo o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC; http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=21379). O SINASC foi criado pelo Ministério da Saúde em 1990 para coletar informações epidemiológicas sobre nascidos vivos em hospitais e domicílios de todo o território nacional.

Por razões operacionais, puérperas com distúrbios mentais graves; desabrigadas (ou em situação de rua); estrangeiras que não entendem português; surdas/mudas; e condenadas por ordem judicial foram excluídas da população de pesquisa. Em decorrência da definição da população de pesquisa, somente os hospitais com 500 ou mais nascidos vivos em 2007 foram incluídos no cadastro de seleção do primeiro estágio da amostra. Ao final, 1.403 hospitais de 3.961 existentes em 2007 foram elegíveis para o estudo, representando 2.228.534 (77.1%) do total de 2.891.328 nascidos vivos naquele ano.

A fim de garantir a seleção de diferentes tipos de hospital (público, privado e misto) em todas as cinco macrorregiões do país, divididas entre

o conjunto de municípios de capital e demais municípios, que têm diferenças importantes de tamanho e tipo de serviços de saúde, os hospitais no cadastro de seleção do primeiro estágio foram estratificados pela combinação de macrorregião, capital ou não, tipo de hospital, definindo os 30 estratos apresentados na Tabela 1. Foram considerados de tipo misto, os hospitais privados com leitos contratados pelo SUS.

Tamanho da amostra e sua alocação por estrato

Segundo do Carmo Leal et al. ¹, o tamanho da amostra em cada estrato foi calculado com base na proporção de cesarianas no Brasil em 2007 de 46,6%, com nível de significância de 5% e potência de 95%, para detectar diferenças de 14% entre hospitais públicos e mistos e hospitais privados. O tamanho mínimo de amostra aleatória simples por estrato foi de 341 puérperas. Como a amostra é conglomerada por hospital, um efeito de desenho de aproximadamente 1,3 foi usado para aumentar o tamanho de amostra inicial, conduzindo a um tamanho de amostra mínimo de 450 puérperas por estrato.

Essa forma de determinação do tamanho de amostra, pouco usual em estudos observacionais, é usada em experimentos e ensaios clínicos que partem de um teste bilateral da hipótese de igualdade entre as proporções nos grupos de controle e tratamento ³. Para esse cálculo, foi usada a expressão 3.14 de Fleiss ⁴.

Ainda segundo Leal et al. ¹, o tamanho da amostra tem potência de 80% para detectar eventos adversos da ordem de 3% e diferenças de pelo menos 1,5% entre as macrorregiões ou tipo de hospital.

Considerando o número mínimo de 450 puérperas por estrato, decidiu-se selecionar pelo menos cinco hospitais por estrato, conduzindo a uma amostra de 90 puérperas por hospital. Se fosse feita uma alocação igual entre os estratos, esses parâmetros conduziriam a uma amostra de 210 hospitais. No entanto, optou-se por realizar uma alocação proporcional ao número de hospitais nos estratos, assegurando o tamanho mínimo de cinco hospitais (ou 450 puérperas) nos estratos menores, o que conduziu a um tamanho de amostra de 266 hospitais, como indicado na Tabela 1.

Tabela 1

Número de nascidos vivos e de hospitais na população de pesquisa e tamanho da amostra, segundo o estrato.

Macrorre- gião e tipo do hospital	Total				Capitais				Não capitais			
	Nascidos vivos em 2007	Hospi- tais em 2007	Tamanho da amostra de hospitais	Tamanho da amostra efetiva de puérperas	Nascidos vivos em 2007	Hospi- tais em 2007	Tamanho da amostra de hospitais	Tamanho da amostra efetiva de puérperas	Nascidos vivos em 2007	Hospi- tais em 2007	Tamanho da amostra de hospitais	Tamanho da amostra efetiva de puérperas
Total	2.228.534	1.403	266	23.894	802.543	308	84	7.551	1.425.991	1.095	182	16.343
Público	932.617	531	95	8.537	412.069	137	30	2.699	520.548	394	65	5.838
Misto	966.190	649	115	10.330	186.580	61	24	2.157	779.610	588	91	8.173
Privado	329.727	223	56	5.027	203.894	110	30	2.695	125.833	113	26	2.332
Norte												
Público	136.987	91	17	1.531	57.320	14	5	448	79.667	77	12	1.083
Misto	74.641	47	10	899	31.366	12	5	450	43.275	35	5	449
Privado	10.721	9	5	450	10.721	9	5	450	0	0	0	0
Nordeste												
Público	341.638	211	31	2.779	141.079	44	6	538	200.559	167	25	2.241
Misto	273.815	160	28	2.516	51.892	17	5	450	221.923	143	23	2.066
Privado *	46.213	31	9	801	42.502	26	6	539	3.711	5	3	262
Sudeste												
Público	313.853	155	26	2.341	141.235	53	8	722	172.618	102	18	1.619
Misto	402.730	273	42	3.776	61.976	14	5	452	340.754	259	37	3.324
Privado	213.047	136	21	1.888	113.219	51	8	718	99.828	85	13	1.170
Sul												
Público	74.770	36	11	991	31.126	10	6	541	43.644	26	5	450
Misto	156.559	130	24	2.159	15.384	4	4	360	141.175	126	20	1.799
Privado	40.141	31	11	989	22.947	13	6	539	17.194	18	5	450
Centro- oeste												
Público	65.369	38	10	895	41.309	16	5	450	24.060	22	5	445
Misto	58.445	39	11	980	25.962	14	5	445	32.483	25	6	535
Privado	19.605	16	10	899	14.505	11	5	449	5.100	5	5	450

* Dois hospitais privados amostrados nas cidades não capitais do Nordeste não puderam participar da pesquisa e não puderam ser substituídos.

Seleção dos hospitais

No primeiro estágio, os hospitais foram selecionados com probabilidade proporcional ao tamanho (PPT), definido pelo número de nascidos vivos no hospital segundo o SINASC 2007. Como usual em seleções PPT, os hospitais com grande número de nascidos vivos (mais de 13 por dia, em média) foram incluídos com certeza na amostra e tratados como estratos de seleção para a seleção de dias de pesquisa e puérperas. No caso de estratos com cinco ou menos hospitais, foi realizado um censo e cada hospital foi também tratado como estrato de seleção para os estágios subsequentes de amostragem.

A seleção de hospitais foi feita de forma sistemática⁵, após classificação do arquivo por es-

trato e número de nascidos vivos no hospital em 2007. As probabilidades de inclusão dos hospitais na amostra são apresentadas nas expressões (1a) e (1b) da Figura 1.

Seleção dos dias de pesquisa

No segundo estágio, o método de amostragem inversa^{2,6} foi utilizado para selecionar tantos dias de pesquisa quantos fossem necessários para alcançar 90 puérperas entrevistadas no hospital. Esse método, originalmente descrito por Haldane⁶ para estimar frequências e proporções, pode ser definido como a técnica de amostrar tantas unidades quantas for necessário observar para obter um número prefixado de

Figura 1

Esquema probabilístico da amostra.

Representando o estrato de seleção por h , o hospital por i , o dia de pesquisa por j e a puérpera por k , a probabilidade de inclusão de uma puérpera qualquer é igual ao produto das probabilidades de inclusão do hospital i , representada por $P(E_{hi})$; a probabilidade condicional de inclusão do dia de pesquisa j dada a seleção do hospital i , representada por $P(D_{hij} | E_{hi})$; e a probabilidade condicional de inclusão da puérpera k dada a seleção do dia j e hospital i , representada por $P(M_{hijk} | D_{hij} \cap E_{hi})$. Essas probabilidades têm as seguintes expressões:

$$(1a) \quad P(E_{hi}) = \frac{n_h \times T_{hi}}{T_h} \quad \text{se } n_h \times T_{hi} < T_h \text{ e } N_h > 5;$$

$$(1b) \quad P(E_{hi}) = 1 \quad \text{se } n_h \times T_{hi} \geq T_h \text{ ou } N_h \leq 5;$$

$$(2) \quad P(D_{hij} | E_{hi}) = \frac{n_{hi} - 1}{365 - 1}; \text{ e}$$

$$(3) \quad P(M_{hijk} | D_{hij} \cap E_{hi}) = \frac{n_{hij}}{N_{hij}}, \text{ onde}$$

N_h é o número de hospitais com 500 ou mais nascidos vivos em 2007 no estrato de seleção h , como indicado na Tabela 1;

n_h é o tamanho da amostra de hospitais no estrato de seleção h (indicado na Tabela 1);

T_{hi} é a medida de tamanho associada ao hospital i do estrato de seleção h , definida como o número de nascidos vivos no hospital i do estrato de seleção h ;

T_h é a soma das medidas de tamanho de todos os hospitais do estrato de seleção h , ou seja, $T_h = \sum_{i=1}^{N_h} T_{hi}$;

n_{hi} é o tamanho da amostra efetiva de dia de pesquisa no hospital i do estrato de seleção h , que foi predefinido como pelo menos sete dias por hospital;

n_{hij} é o tamanho da amostra efetiva de puérperas no dia de pesquisa j no hospital i do estrato de seleção h ; e

N_{hij} é o número total de nascidos vivos no dia de pesquisa j no hospital i do estrato de seleção h , observado nos SINASC 2011 e 2012.

Assim, a probabilidade de inclusão de uma puérpera qualquer, representada por $P(M_{hijk})$, é dada pela expressão abaixo:

$$(4) \quad P(M_{hijk}) = P(E_{hi}) \times P(D_{hij} | E_{hi}) \times P(M_{hijk} | D_{hij} \cap E_{hi}).$$

O peso amostral básico da puérpera k entrevistada nos dias de pesquisa j do hospital i do estrato de seleção h , representada por W_{hijk} , corresponde ao recíproco da probabilidade de inclusão dada pela expressão (4), como indicado na expressão (5):

$$(5) \quad W_{hijk} = \frac{1}{P(M_{hijk})}.$$

O peso calibrado, representado por W_{hijk}^c , é dado por:

$$(6) \quad W_{hijk}^c = W_{hijk} \times \frac{TB_h}{EB_h}, \text{ onde}$$

TB_h é o número total de nascidos vivos no estrato de seleção h , observado no SINASC 2011; e

EB_h é o número estimado, usando os pesos amostrais básicos dos nascidos vivos no estrato de seleção h .

sucessos ou, neste caso, de entrevistas realizadas com puérperas.

Esse método é denominado amostragem inversa porque em vez de definir um número fixo de dias para ter o tamanho de amostra esperado de 90 puérperas, como feito por Veloso et al.⁷, ele define o número de entrevistas realizadas como regra de parada para a amostra consecutiva de dias de pesquisa. O primeiro dia de pesquisa foi selecionado com igual probabilidade durante o ano, como indicado pela expressão (2) da Figura 1. A subtração por um no numerador e no denominador na expressão (2) é justificada pela perda de um grau de liberdade por conta da regra de parada, como definido por Haldane⁶.

Para considerar as diferenças no número de nascidos vivos em fins de semana e dias úteis, um mínimo de sete dias consecutivos por hospital foi obrigatório e o tamanho da equipe de campo de cada hospital foi determinado para assegurar tal regra.

Seleção de puérperas

O número de puérperas a serem selecionadas por dia e hospital dependeu do número de nascidos vivos e dos números de turnos de pesquisa e de entrevistadores por hospital e dia. Para definir os números de turnos e dias de pesquisa, foi usado o número médio de nascidos vivos por hospital em 2007 e quatro combinações foram definidas: (1) um entrevistador e um turno para quatro entrevistas no dia; (2) um entrevistador e dois turnos para seis entrevistas no dia; (3) dois entrevistadores e um turno para oito entrevistas no dia; e (4) dois entrevistadores e dois turnos para 12 entrevistas no dia.

Para assegurar a seleção aleatória das puérperas, o escritório central da pesquisa preparou tabelas com os números de ordem da puérpera a serem entrevistadas, segundo o número de nascidos vivos (até 40) e de entrevistas por dia e hospital (4, 6, 8 ou 12). O número de ordem da puérpera foi definido pela ordem de entrada no hospital. Alguns números de ordem adicionais foram selecionados para substituição das não respostas e das puérperas ineligíveis.

Infelizmente, o número de nascidos vivos por dia e hospital não foi digitado dos instrumentos de coleta. Para superar esse problema, os SINASC 2011 e 2012 foram processados para determinar o número de nascidos vivos em cada hospital e dia de pesquisa, para viabilizar o cálculo da probabilidade de inclusão descrita na expressão (3) da Figura 1.

Tratamento das não respostas

Nove hospitais recusaram participar da pesquisa e três estavam com o serviço de maternidade fechado antes do início da pesquisa. O procedimento de substituição para não resposta de hospital consistiu em substituir esse hospital pelo hospital seguinte do estrato, segundo a ordem no cadastro de seleção do primeiro estágio. Apesar desse procedimento, não foi possível substituir dois hospitais privados do estrato de não capitais do Nordeste, como indicado na Tabela 1.

A não resposta de puérperas foi tratada, sempre que possível, pela substituição segundo as tabelas de seleção preparadas para cada hospital ou pelo procedimento de amostragem inversa usado na seleção dos dias de pesquisa (mais dias de pesquisa foram adicionados à amostra do hospital, até que fosse atingido o número de 90 entrevistas completas no hospital). No caso de o serviço de maternidade ser interrompido durante o processo de pesquisa (obras na maternidade, por exemplo) o processo de amostragem inversa de dias foi interrompido, reiniciando tão logo a maternidade voltasse a funcionar.

Em um total de 1.356 puérperas selecionadas houve substituição, 15% por saída do hospital e 85% por recusa da puérpera. O tamanho da amostra foi composto por 23.940 puérperas entrevistadas em 266 hospitais. Durante o processamento, registros sem informação da puérpera ou sem os dados médicos do recém-nascido foram excluídos e o tamanho final da amostra foi de 23.894 puérperas (Tabela 1).

Ponderação da amostra e calibração dos pesos amostrais

Como indicado na Figura 1, os pesos amostrais básicos foram calculados pelo produto dos inversos das probabilidades de inclusão em cada estágio da amostra.

Como é usual nas pesquisas da estatística oficial (segundo Silva⁸), a calibração dos pesos amostrais básicos foi realizada para assegurar a coerência entre as estimativas baseadas na amostra e totais populacionais conhecidos e obtidos por fonte externa à pesquisa. Adicionalmente, a calibração pode, até certo ponto, compensar vieses potenciais de amostragem e de não resposta.

Considerando que o trabalho de campo foi conduzido em 2011 (e início de 2012 para poucos hospitais), pareceu apropriado manter a coerência entre as estimativas e o total de nascidos vivos obtido com base no SINASC 2011 para os hospitais no cadastro de seleção do primeiro

estágio da amostra, isto é, aqueles com 500 partos ou mais em 2007.

Por essa razão, um procedimento de calibração por razão dos pesos amostrais básicos foi realizado em cada estrato de seleção, como indicado pela expressão (6) da Figura 1.

Resultados comparando os totais populacionais obtidos com o emprego de ambos os pesos amostrais, os básicos e os calibrados, são apresentados na Tabela 2. Como esperado, esses resultados mostram a coerência entre os totais estimados com os pesos amostrais calibrados e os totais populacionais conhecidos pelo SINASC 2011. Também como esperado, a calibração conduz a um pequeno aumento na variação dos pesos calibrados em relação aos pesos básicos, como mostra a Tabela 3. Esse aumento na variação dos pesos é o preço para obter a coerência das estimativas.

Pesos amostrais para as duas ondas de seguimentos telefônicos

Duas ondas de entrevistas telefônicas foram realizadas 06 e 12 meses depois da entrevista no hospital. Como esperado, não foi possível contactar todas as puérperas entrevistadas na pesquisa de base nos hospitais, nas duas ondas de seguimento telefônico. Algumas possibilidades poderiam ser usadas para corrigir a não resposta: (1) imputar de forma probabilística os dados das não respondentes; (2) tratar o conjunto de respostas como uma subamostra da pesquisa de base nos hospitais; (3) modelar a probabilidade de resposta em cada seguimento como uma função das variáveis obtidas na pesquisa de base e usá-la para derivar ajustes de peso de não resposta para as mulheres que responderam cada seguimento.

Considerando as informações de resposta obtidas nos seguimentos, apresentadas na Tabela 3, observa-se que 67,4% e 49,9% das mulheres entrevistadas na pesquisa de base responderam ao primeiro e segundo seguimentos, respectivamente. Por causa das taxas elevadas de não resposta, as duas primeiras opções não foram consideradas alternativas adequadas para tratamento da não resposta.

Assim, a solução adotada foi modelar as probabilidades de resposta pelo uso das informações disponíveis sobre as variáveis coletadas na pesquisa de base. O procedimento usado foi proposto por Little⁹ e também está descrito em Lepkowski¹⁰ e em Brick & Montaquila¹¹.

A ideia geral que norteia o procedimento usado para obter os pesos amostrais de cada seguimento telefônico pode ser descrita em quatro passos, como apresentado na Figura 2.

No primeiro passo, um modelo logístico é ajustado para explicar a probabilidade de resposta no seguimento para cada puérpera na pesquisa de base, usando as informações disponíveis na entrevista hospitalar e a indicadora de resposta no seguimento. Esse procedimento é aplicado independentemente para cada seguimento.

No segundo passo, os valores preditos das probabilidades de resposta em cada seguimento são estimados pelo uso do modelo ajustado para cada seguimento no passo 1.

No terceiro passo, para cada seguimento, os quintis das probabilidades preditas de resposta são usados para definir cinco classes de ajustamento de pesos. Em cada classe, a taxa de resposta é estimada pela razão entre a soma dos pesos amostrais calibrados dos respondentes no seguimento e o total dos pesos amostrais calibrados das puérperas da pesquisa de base, ambos na classe considerada, conforme mostra a expressão (9) da Figura 2.

No último passo, para cada seguimento é calculado o peso ajustado da mulher que respondeu ao seguimento pela razão entre seu peso amostral calibrado na pesquisa de base e a taxa de resposta estimada para a classe em que a mulher se encontra.

Para os modelos de probabilidade de resposta, o conjunto potencial de variáveis inicialmente consideradas foi: macrorregião; capital ou não capital; tipo do hospital (público, privado ou misto); classe socioeconômica da puérpera (A+B, C, D+E); pagamento do parto (público, plano de saúde privado, pagamento direto); classe de idade da puérpera (12-19 anos, 20-34 anos, 35 anos ou mais); "Você tem algum trabalho no qual ganhe dinheiro?" (sim, não); "Você estava satisfeita com a gestação no início?" (sim, não); "Natimorto ou óbito neonatal do recém-nascido?" (sim ou não); raça ou cor da pele (branca, preta, parda, amarela ou indígena); "Intercorrências obstétricas na gestação para desfecho perinatal negativo?" (sim, não); e, somente para o segundo seguimento, se a puérpera respondeu ao primeiro seguimento (sim, não).

Para o primeiro seguimento, as variáveis preditoras significantes foram as três variáveis que definem o estrato (macrorregião, capital ou não, e tipo do hospital), a classe socioeconômica da puérpera e a classe de idade da puérpera.

Para o segundo seguimento, as variáveis significantes foram as mesmas cinco variáveis significantes listadas acima, acrescidas das variáveis "Você tem algum trabalho no qual ganhe dinheiro?", "Você estava satisfeita com a gestação no início?", e "Natimorto ou óbito neonatal do recém-nascido?".

Tabela 2

Número de nascidos vivos na população de pesquisa e estimativas do número de nascidos vivos obtidas por pelos pesos básicos e calibrados, segundo a macrorregião e o tipo de hospital.

Macrorregião e tipo de hospital	Dados populacionais do SINASC 2011	Peso amostral básico		Peso amostral calibrado	
		Estimativa	Erro relativo (%) *	Estimativa	Erro relativo (%) *
Total	2.337.476	2.697.463	15,4	2.337.476	0,0
Público	962.273	1.058.939	10,0	962.273	0,0
Misto	1.036.634	1.170.514	12,9	1.036.634	0,0
Privado	338.569	468.010	38,2	338.569	0,0
Norte					
Público	154.305	161.788	4,8	154.305	0,0
Misto	57.571	83.284	44,7	57.571	0,0
Privado	12.690	13.430	5,8	12.690	0,0
Nordeste					
Público	334.541	376.493	12,5	334.541	0,0
Misto	230.107	360.287	56,6	230.107	0,0
Privado	110.702	67.497	-39,0	110.702	0,0
Sudeste					
Público	337.772	362.600	7,4	337.772	0,0
Misto	501.644	458.582	-8,6	501.644	0,0
Privado	154.042	296.744	92,6	154.042	0,0
Sul					
Público	66.793	75.919	13,7	66.793	0,0
Misto	182.224	197.981	8,6	182.224	0,0
Privado	42.932	67.762	57,8	42.932	0,0
Centro-Oeste					
Público	68.862	82.139	19,3	68.862	0,0
Misto	65.088	70.381	8,1	65.088	0,0
Privado	18.203	22.577	24,0	18.203	0,0

* Erro relativo (%): (estimativa – dados populacionais) x 100/dados populacionais.

Cabe observar que, na correção do peso amostral do seguimento (terceiro passo), as probabilidades de resposta preditas não foram usadas diretamente para ajustar os pesos amostrais calibrados da pesquisa de base em cada seguimento para evitar uma variação indesejável nos pesos finais. De fato, Kish¹² demonstra que pesos amostrais podem reduzir viés, mas frequentemente aumentam a variância do estimador ponderado, uma vez que a razão entre a variância do

estimador do estimador ponderado e a variância do correspondente estimador não ponderado é aproximadamente igual a um mais o quadrado do coeficiente de variação dos pesos amostrais. Logo, os procedimentos adotados no terceiro e quarto passos conduzem a uma solução melhor na correção de não resposta dos pesos amostrais dos seguimentos, enquanto mantêm o aumento da variabilidade dos pesos causado pela correção de não resposta ao mínimo necessário (Tabela 3).

Figura 2

Modelando probabilidades de resposta para calcular ajustes para os pesos dos dois seguimentos.

Representando por P_{hijk} a probabilidade de resposta de uma puérpera qualquer em um seguimento, o modelo logístico na expressão (7) foi ajustado usando os pesos amostrais calibrados da pesquisa de base:

$$(7) \quad \text{Logit}(P_{hijk}) = X_{hijk}\beta \quad \text{onde;}$$

X_{hijk} é o vetor de valores das variáveis independentes relevantes na pesquisa de base para a puérpera k do dia de pesquisa j do hospital i do estrato de seleção h; e

β é o vetor de parâmetros do modelo.

O valor predito da probabilidade de resposta é dado pela expressão (8):

$$(8) \quad \hat{P}_{hijk} = \frac{e^{X_{hijk}\hat{\beta}}}{1 + e^{X_{hijk}\hat{\beta}}}.$$

Já que usar os recíprocos das probabilidades de resposta previstas como peso de ajuste de não resposta em cada seguimento poderia conduzir a uma grande variação nos pesos finais do seguimento, optou-se por aplicar uma estratégia mais robusta.

Inicialmente, os quatro quintis das probabilidades de resposta previstas foram usados para criar cinco classes de ajuste de pesos.

Em cada classe de ajuste de pesos q, uma taxa de resposta, representada por \hat{r}_q , foi estimada pela razão do total dos pesos calibrados, da pesquisa de base, para os que responderam ao seguimento pelo total dos pesos calibrados da pesquisa de base de todas as puérperas da classe, como indicado na expressão (9).

$$(9) \quad \hat{r}_q = \frac{\sum_q W_{hijk}^c \times I(M_{hijk} = 1)}{\sum_q W_{hijk}^c}, \text{ onde}$$

W_{hijk}^c é o peso calibrado na pesquisa de base da puérpera k no dia de pesquisa j no hospital i do estrato de seleção h; e

$I(M_{hijk} = 1)$ é a variável dicotômica que indica se a puérpera k entrevistada no dia de pesquisa j no hospital i do estrato de seleção h respondeu à entrevista telefônica do seguimento.

Finalmente, o recíproco da taxa de resposta estimada para cada classe q, de ajuste de pesos, foi usado como fator multiplicativo de ajuste para os pesos amostrais calibrados da pesquisa de base para cada mulher da classe q que respondeu ao seguimento telefônico, conduzindo a um peso amostral específico do seguimento, representado por W_{hijk}^q , como indicado pela expressão (10).

$$(10) \quad W_{hijk}^q = \frac{W_{hijk}^c}{\hat{r}_q}.$$

Esses passos foram executados independentemente para cada seguimento, sempre usando a informação disponível na pesquisa de base.

Tabela 3

Resumo das estatísticas das distribuições dos pesos amostrais básicos e calibrados.

Estadísticas	Peso amostral básico	Peso amostral calibrado	Peso amostral do primeiro seguimento	Peso amostral do segundo seguimento
Número de observações	23.894	23.894	16.109	11.925
Mínimo	7,4	4,5	6,0	7,0
Primeiro quartil (Q1)	69,4	55,3	76,8	103,3
Mediana	96,1	78,6	119,0	162,6
Terceiro quartil (Q3)	132,6	114,8	175,5	255,2
Máximo	3.499,9	4.194,9	3.870,4	7.395,8
Amplitude (máximo – mínimo)	3.492,5	4.190,4	3.864,4	7.388,8
Amplitude interquartilica (Q3 – Q1)	63,2	59,5	98,7	151,9
Moda	19,3	14,9	29,6	39,5
Média	112,9	97,8	149,1	211,0
Desvio padrão	97,6	97,0	151,5	222,4
Coeficiente de variação (%)	86,4	99,2	101,6	105,4

Resumen

Este artículo describe la muestra de la Encuesta Nacional sobre Partos y Nacimientos en Brasil. Los hospitales con 500 o más nacimientos en 2007 fueron estratificados por región, capital del estado o no, y tipo, y se seleccionan con probabilidad proporcional al número de nacidos vivos en 2007. Se utilizó un muestreo inverso para seleccionar los días de encuesta (mínimo 7), con el fin de lograr 90 entrevistas en el hospital. Se realizó el muestreo de las mujeres posparto, con igual probabilidad entre las mujeres elegibles que entraron en el hospital cada día. Los pesos iniciales son el inverso del producto de las probabilidades de inclusión en cada etapa y se calibraron para asegurar que las estimaciones del total de nacidos vivos correspondieran al total de nacidos vivos, obtenidos a partir de SINASC. Para los dos seguimientos telefónicos (6 y 12 meses después), la probabilidad de respuesta de las mujeres posparto fue modelada a partir de variables disponibles en la investigación básica, a fin de corregir, debido a la no-respuesta, los pesos de la muestra de cada ola de seguimiento.

Muestro; Muestro Estratificado; Modelos Estadísticos; Parto

Colaboradores

M. T. L. Vasconcellos e P. L. N. Silva definiram os procedimentos de ponderação da amostra e prepararam a primeira versão do manuscrito, que foi modificada e aprovada por todos os autores. A. P. E. Pereira e A. O. C. Schilithz selecionaram a amostra, calcularam e calibraram os pesos amostrais, e aprovaram o manuscrito. P. R. B. Souza-Júnior e C. L. Szwarcwald desenharam a amostra e aprovaram o manuscrito.

Agradecimentos

Aos coordenadores regionais e estaduais, supervisores, entrevistadores e equipe do projeto, e às puérperas que participaram, tornando possível este estudo.

Financiamento

Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq); Departamento de Ciência e Tecnologia, Secretaria de Ciência, Tecnologia e Insumos Estratégicos, Ministério da Saúde; Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz (INOVA Project); e Fundação de Amparo à pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ).

Referências

1. do Carmo Leal M, da Silva AA, Dias MA, da Gama SG, Rattner D, Moreira ME, et al. Birth in Brazil: national survey into labour and birth. *Reprod Health* 2012; 9:15.
2. Cochran WG. *Sampling techniques*. 3rd Ed. New York: John Wiley & Sons; 1977.
3. Altman DG. *Practical statistics for medical research*. London: Chapman and Hall, 1991.
4. Fleiss JL. *Statistical methods for rates and proportions*, 2nd Ed. New York: John Wiley & Sons; 1981.
5. Madow WG. On the theory of systematic sampling, II. *Annals of Mathematical Statistics* 1949; 20: 333-54.
6. Haldane JBS. On a method of estimating frequencies. *Biometrika* 1945; 33:222-5.
7. Veloso VG, Portela MC, Vasconcellos MTL, Matzenbacher LA, Vasconcelos ALR, Grinsztejn B, et al. HIV testing among pregnant women in Brazil: rates and predictors. *Rev Saúde Pública* 2008; 42:859-67.
8. Silva PLN. Calibration estimation: when and why, how much and how. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2004. (Textos para Discussão da Diretoria de Pesquisas, 14).
9. Little RJ. Survey nonresponse adjustments. *International Statistical Review* 1986; 54:139-57.
10. Lepkowski J. Non-observation error in household surveys in developing countries. In: Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division, editor. *Household surveys in developing and transition countries*. New York: United Nations; 2005. p. 149-69. (Series F; 96).
11. Brick JM, Montaquila JM. Nonresponse and weighting, In: Pfeffermann D, Rao CR, editors. *Handbook of statistics 29A. Sample surveys: design, methods and applications*. Philadelphia: Elsevier; 2009. p. 163-85.
12. Kish L. Weighing for unequal Pi. *Journal of Official Statistics* 1992; 8:183-200.

Recebido em 09/Out/2013

Versão final reapresentada em 26/Fev/2014

Aprovado em 24/Mar/2014