



**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
FACULDADE DE ODONTOLOGIA DE PIRACICABA**

DENISE DE FÁTIMA BARROS CAVALCANTE

**IMPACTO DA NÃO PONDERAÇÃO NA ANÁLISE DE DADOS OBTIDOS A
PARTIR DE AMOSTRAS COMPLEXAS.**

PIRACICABA

2018

DENISE DE FÁTIMA BARROS CAVALCANTE

**IMPACTO DA NÃO PONDERAÇÃO NA ANÁLISE DE DADOS OBTIDOS A
PARTIR DE AMOSTRAS COMPLEXAS.**

**Dissertação apresentada à Faculdade de Odontologia
de Piracicaba da Universidade Estadual de Campinas
como parte dos requisitos exigidos para a obtenção
do título de Mestra em Odontologia na área de Saúde
Coletiva.**

Orientadora: Profa. Dra. Gláucia Maria Bovi Ambrosano

**Este exemplar corresponde à versão final da dissertação
defendida pela aluna Denise de Fátima Barros Cavalcante e
orientada pela Profa. Gláucia Maria Bovi Ambrosano.**

PIRACICABA

2018

Ficha Catalográfica

Agência(s) de fomento e nº(s) de processo(s): CAPES

Ficha catalográfica
Universidade Estadual de Campinas
Biblioteca da Faculdade de Odontologia de Piracicaba
Marilene Girello - CRB 8/6159

C314i Cavalcante, Denise de Fátima Barros, 1976-
Impacto da não ponderação na análise de dados obtidos a partir de amostras complexas / Denise de Fátima Barros Cavalcante. – Piracicaba, SP : [s.n.], 2018.

Orientador: Gláucia Maria Bovi Ambrosano.
Dissertação (mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Faculdade de Odontologia de Piracicaba.

1. Índice CPO. 2. Estatística. 3. Inquéritos epidemiológicos. I. Ambrosano, Gláucia Maria Bovi, 1960-. II. Universidade Estadual de Campinas. Faculdade de Odontologia de Piracicaba. III. Título.

Informações para Biblioteca Digital

Título em outro idioma: Impact of non-weighting in the analysis of data obtained from complex samples

Palavras-chave em inglês:

DMF Index

Statistics

Health surveys

Área de concentração: Saúde Coletiva

Titulação: Mestra em Odontologia

Banca examinadora:

Gláucia Maria Bovi Ambrosano [Orientador]

Marcelo de Castro Meneghim

Flávia Martão Flório

Data de defesa: 23-05-2018

Programa de Pós-Graduação: Odontologia



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
Faculdade de Odontologia de Piracicaba



A Comissão Julgadora dos trabalhos de Defesa de Dissertação de Mestrado, em sessão pública realizada em 23 de Maio de 2018, considerou a candidata DENISE DE FÁTIMA BARROS CAVALCANTE aprovada.

PROFª. DRª. GLÁUCIA MARIA BOVI AMBROSANO

PROFª. DRª. FLÁVIA MARTÃO FLÓRIO

PROF. DR. MARCELO DE CASTRO MENEGHIM

A Ata da defesa com as respectivas assinaturas dos membros encontra-se no processo de vida acadêmica do aluno.

DEDICATÓRIA

Essencialmente dedico a Antonio Carlos Pereira, meu companheiro, professor e incentivador de todas as minhas lutas.

“Há uma primavera em cada vida: é preciso cantá-la assim florida, pois se Deus nos deu voz, foi para cantar! E se um dia hei de ser pó, cinza e nada que seja a minha noite uma alvorada, que me saiba perder...para me encontrar.

Florbela Espanca

AGRADECIMENTOS

Ao Magnífico Reitor da Universidade Estadual de Campinas, Prof. Marcelo Knobel. À Faculdade de Odontologia de Piracicaba, na pessoa de seu diretor Prof. Guilherme Elias Pessanha Henriques.

À Profa. Cíntia Pereira Machado Tabchoury, coordenadora dos programas de pós-graduação da Faculdade de Odontologia de Piracicaba, da Universidade Estadual de Campinas.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) por proporcionar bolsa de estudos para este Mestrado.

A minha querida orientadora Profa. Gláucia Maria Bovi Ambrosano, que esteve sempre disposta a me ajudar, ensinar e compartilhar seu conhecimento e amizade. Minha eterna gratidão.

A meu filho Lucídio Neto, pela paciência, compreensão e amor, onde mesmo na distância incentivou-me a lutar pelos meus ideais.

Em especial aos meus pais, Valdecy e Edileuza, pelo apoio e carinho em todos os momentos das minhas caminhadas na vida. Vocês são exemplos de persistência, determinação e coragem para alcançar meus sonhos. Amo vocês.

Agradecimentos com reverência a meu grande incentivador que antes de conhecê-lo já era minha referência profissional e depois veio compor diversas referências para mim: Antonio Carlos Pereira, muito obrigada por estar em minha vida e ser meu par, amo você.

Agradeço aos meus enteados Renan e Daniel que me apoiaram e me incentivaram essa jornada.

Às companheiras de jornada diária, Jaqueline Bulgareli e Livia Probst pelo incentivo e ajuda nas horas que mais precisei. Vocês são especiais.

A todos os meus colegas do mestrado. Vocês me ajudaram na discussão de conceitos e modelos, ajudando-nos a evoluir simultaneamente na construção da Saúde Coletiva.

RESUMO:

Objetivo: comparar as estimativas de um levantamento epidemiológico realizado com base em amostragem complexa (com ponderação) com as estimativas obtidas considerando uma amostragem aleatória simples (sem ponderação). **Método:** Com o banco de dados secundários advindo do levantamento epidemiológico em Saúde Bucal do Estado de São Paulo (SBSP) foram calculadas as estimativas das médias, erros padrão da média e intervalos de confiança para o índice CPOD e componentes (cariados, perdidos e obturados), na faixa etária de 35-44 anos, considerando o delineamento complexo realizado com base em amostragem complexa (com ponderação), em comparação com as estimativas obtidas a partir de uma análise considerando a amostragem aleatória simples (sem ponderação). A seguir, o índice CPOD foi dicotomizado pela mediana e analisadas as associações com as variáveis independentes sexo, etnia, renda, tempo de estudo e visitas ao dentista. Para isso foram estimados modelos de regressão logística simples e múltiplos, considerando ou não o delineamento complexo. Para a análise considerando o delineamento complexo, os pesos foram calculados a partir do plano de amostragem e utilizados para ajustar as estimativas de acordo com a distribuição dentro das regiões. Os modelos de regressão múltipla testaram as variáveis com $p < 0,20$ nas análises individuais, permanecendo nos modelos aquelas com $p < 0,05$. **Resultados:** As médias flutuaram para cima e para baixo em até 6,7% para análises ponderadas e não ponderadas. O erro padrão foi subestimado na análise não ponderada e, conseqüentemente, o intervalo de confiança apresentou variações. Pela análise de regressão, a variável etnia foi estatisticamente significativa na análise ponderada (bruta e ajustada) mas não o foi na análise não ponderada (bruta). Isso também ocorreu com a variável “local de atendimento”, o qual também foi somente significativo na análise ponderada bruta. Contudo, a variável “Quando foi atendido” foi estatisticamente significativa para a análise não ponderada (bruta e ajustada) mas não o foi para a análise ponderada. **Conclusão:** Houve flutuações nas estimativas das médias para as diferentes análises, os erros padrão foram subestimados nas análises não ponderadas, e as análises de regressão apresentaram diferenças nas significâncias das variáveis. Desta forma, em virtude de todos os conceitos relativos a controle de erros, a ponderação deve ser aplicada na análise de dados de base populacional coletados por amostragem com desenhos complexos.

Palavras-chave: Índice CPO, Estatística e Inquéritos epidemiológicos.

ABSTRACT

Objective: To compare the estimates of an epidemiological survey carried out based on complex sampling (with weighting) with the estimates obtained considering simple random sampling (without weighting). **Methods:** Estimates of means, standard errors of the mean and confidence intervals for the DMFT index and components (decayed, lost, and obturated) were calculated with the secondary database coming from the epidemiological survey in Oral Health of the State of São Paulo (SBSP), in the age range of 35-44 years, considering the complex design based on complex sampling (with weighting), compared to the estimates obtained from an analysis considering simple random sampling (without weighting). Next, the DMFT index was dichotomized by the median and analyzed the associations with the independent variables sex, ethnicity, income, study time and visits to the dentist. For this, simple and multiple logistic regression models were estimated, considering or not the complex design. For the analysis considering the complex design, the weights were calculated from the sampling plan and used to adjust the estimates according to the distribution within the regions. The multiple regression models tested the variables with $p < 0.20$ in the individual analyzes, remaining in the models those with $p < 0.05$. **Results:** Averages fluctuated up and down by up to 6.7% for weighted and unweighted analyzes. The standard error was underestimated in the unweighted analysis and, consequently, the confidence interval presented variations. By regression analysis, the ethnicity variable was statistically significant in the weighted (gross and adjusted) analysis but not in the unweighted (crude) analysis. This also occurred with the variable "place of attendance", which was also only significant in the gross weighted analysis. However, the "When received" variable was statistically significant for the unweighted (gross and adjusted) analysis but not for the weighted analysis. **Conclusion:** There were fluctuations in the means estimates for the different analyzes, the standard errors were underestimated in the unweighted analyzes, and the regression analyzes presented differences in the significance of the variables. Thus, due to all concepts related to error control, weighting should be applied in the analysis of population-based data collected by sampling with complex drawings.

Keywords: DMF Index, Statistics, Health surveys.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AAS- Amostragem Aleatória Simples

AS- Amostragem Sistemática

AE- Amostragem Aleatória Estratificada

AC- Amostragem por Conglomerados

UPA- Unidade Primária de Amostragem

USA- Unidade Secundária de Amostragem

PNAD- Pesquisa nacional de Amostras Domiciliares

IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

SBBrazil- Levantamento epidemiológico de Saúde Bucal do Brasil

SBSP- Levantamento epidemiológico de Saúde Bucal do Estado de São Paulo

CPOD- Cariados, perdidos e obturados, dentição permanente

MS- Ministério da Saúde

OMS- Organização Mundial de Saúde

SESPE- Fundação Serviços de Saúde Pública

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	11
2 REVISÃO DA LITERATURA.....	13
2.1 Levantamentos Epidemiológicos em Saúde Bucal.....	13
2.2 Planos Amostrais Complexos.....	15
2.3 Ponderação	16
3 PROPOSIÇÃO.....	17
4 MATERIAL E MÉTODOS	18
5 RESULTADOS.....	23
6 DISCUSSÃO.....	25
7 CONCLUSÃO	29
REFERÊNCIAS.....	30

1 INTRODUÇÃO

Em se tratando de metodologia de estudos epidemiológicos, muitos agravos ou questões não podem ser respondidos convocando toda a população e, nem tampouco, um número reduzido de indivíduos que não a represente. Além disso, mesmo conhecendo o tamanho ideal da amostra, como listar estes participantes se torna a indagação mais constante (Korn, 1991; Szwarcwald, 2008; Campbell, 2009).

Nesse sentido, os resultados da amostra devem ser suficientes para analisar as características de toda população estudada, utilizando-se de um plano amostral representativo da população, onde cada elemento da população tem uma probabilidade conhecida e diferente de zero de ser selecionado. Sendo assim, uma das formas de garantir a representatividade do dado na população é a aleatorização por amostragem probabilística (Medronho, 2009; Pereira, 2016).

No desenvolvimento de um estudo por amostragem probabilística, o pesquisador observa a representação do fenômeno estudado na população e calcula os intervalos de confiança e a significância estatística. Os métodos de amostragem são: amostragem aleatória Simples (AAS), amostragem sistemática (AS), amostragem aleatória estratificada (AE) e amostragem por conglomerados (AC). Esta última, onde parte o norte da nossa pesquisa, é utilizada em pesquisas de grande escala populacional, onde cada unidade de amostragem é um grupo de elementos (Hulley, 2015).

Na amostragem por conglomerados, a população é dividida em grupos que funcionam como Unidades Primárias de Amostragem (UPA) e estas unidades ficam vinculadas aos conglomerados. Cada conglomerado é composto por várias unidades e estas denominam-se Unidades Secundárias de Amostragem (USA). Dentro da UPA pode ser selecionada uma amostra que pode ter um ou mais estágios. Dessa forma este tipo de amostragem é bem utilizado para populações de Estados, cidades, bairros e setores censitários (Bolfarine & Bussab, 2005).

A combinação de vários métodos probabilísticos de amostragem para seleção de uma amostra que represente a população é chamada de desenho complexo de amostragem. E estas amostras tem ao menos uma das seguintes características: estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais (Sakshaug e West, 2014). Como exemplos de amostragens complexas temos: a Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD- IBGE), os levantamentos epidemiológicos em saúde bucal como o SB Brasil ou o SB São Paulo.

Quando as unidades de amostra se apresentam com probabilidades variáveis, é aconselhável atribuir-lhe ponderação para a análise. Como exemplo, tem-se o Estado de São Paulo onde se encontra uma cidade com mais de 12 milhões de habitantes e outra com menos de 3 mil. Uma forma de fazer para que a representatividade de um agravo se equipare entre os locais seria pela atribuição de pesos a essas amostras (Lumley, 2004).

O levantamento do SBSP 2015, foi estratificado por Macrorregiões do Estado de São Paulo (6), cada um destes estratos denominou-se domínio onde foram sorteados os municípios. Assim sendo, cada município (UPA) foi sorteado dentro do seu domínio (Macro) e teve probabilidade proporcional ao seu tamanho (PPT) populacional. Em cada um dos municípios, os setores censitários foram sorteados na segunda etapa, sendo estes considerados as unidades secundárias de amostragem (USA) (Pereira, 2016).

É muito incipiente na literatura a avaliação da ponderação das amostras complexas, com dúvidas sobre seu impacto nas estimativas (média, desvio padrão e intervalo de confiança), além das significâncias nas regressões logísticas.

Nesse sentido o objetivo do presente trabalho foi apresentar um ensaio sobre a influência da ponderação nas estimativas populacionais e nas significâncias estatísticas das variáveis analisadas em regressões logísticas, utilizou-se o banco de dados proveniente do levantamento epidemiológico do estado de São Paulo, CPOD (cariados, perdidos e obturados) em adultos de 35 a 44 anos.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Levantamentos epidemiológicos em Saúde Bucal

No Brasil, antes de 1986 (ano do primeiro levantamento em saúde bucal), acreditava-se que os agravos odontológicos eram tão numerosos que não se teria capacidade de resposta de políticas em massa para tratar essas demandas acumuladas ao longo do tempo e o planejamento de um levantamento epidemiológico mais preciso não seria prioridade pois já se supunha uma resposta, ou seja, que o problema seria imenso. Dificuldades de ordem operacional e financeira também se colocavam como obstáculos. Não obstante, a parceria do Ministério da Saúde (MS) com o Instituto de Planejamento Econômico e Social indicou que o Brasil necessitava de um diagnóstico situacional para, a partir dele, traçar nova política para a área. Dessa forma foi definido que o Levantamento seria urbano, não exigiu pagamento de mão de obra e os custos foram absorvidos pelas instituições que apoiaram (Brasil, 1988).

Este primeiro grande levantamento epidemiológico de 1986, teve como metodologia estabelecida as idades-índice preconizadas pela Organização Mundial de Saúde (OMS) com modificações justificadas por prioridades epidemiológicas, ficando as seguintes idades: 6 a 12 anos, 15 a 19 anos, 35 a 44 anos e 50 a 59 anos. O foco dos agravos foram cárie, doença periodontal, necessidade de prótese total e acesso aos serviços odontológicos. A escolha foi se fazer o levantamento apenas nas capitais, não captando as diferenças encontradas nos indivíduos em cidades de médio e pequeno portes, utilizando uma amostra de conveniência, já que foram indicadas apenas 16 capitais com a justificativa da preferência das capitais onde a Fundação Serviços de Saúde Pública (SESPE) estivesse presente. Para o plano amostral, nas crianças até 12 anos foi feita amostra sistemática nas escolas, através de ponderação na seleção de acordo com o tamanho da escola. Para os adultos, foram selecionados setores censitários com sorteio de 16 domicílios (Oliveira, 2013).

Em 1996, dez anos após o primeiro levantamento, o Ministério da Saúde através da área técnica de saúde bucal, juntamente com a Associação Brasileira de Odontologia (ABO), Conselho Federal de Odontologia (CFO) e Secretarias estaduais de saúde promoveram o segundo levantamento Nacional de Saúde Bucal. A metodologia do mesmo centrou-se apenas na faixa índice de 6-12 anos e não houve justificativa da não inclusão dos adultos e idosos. Semelhante ao levantamento de 1986, também foi conduzido apenas nas capitais, no entanto todas foram envolvidas. A cárie foi a única variável estudada e

houve inúmeras críticas quanto ao insuficiente número de unidades secundárias de amostragem (USA) pois os resultados não conferiram necessariamente uma representatividade do agravo na população por conta do plano amostral muito limitado (Brasil, 1988; Oliveira, 2013).

Em 2003, o levantamento epidemiológico nacional foi chamado pela nova gestão federal de Projeto SBBrasil 2003 e ganhou nuances diferentes dos anteriores. A metodologia pautou-se nas seguintes características: estratégia operacional diferenciada dos anteriores, teve sua coordenação e financiamento pelo governo federal e execução nos municípios. Ao todo, foram avaliados 6 idades-índice e grupos etários: 18 a 36 meses, 5 anos, 12 anos, 15 a 19 anos, 35 a 44 anos e 65 a 74 anos. Foram pesquisados 250 municípios, 50 em cada região e 10 de cada porte populacional. Informações sobre a cárie dentária e a respectiva necessidade de tratamento, doença periodontal, fluorose, oclusopatias, lesões bucais, informações socioeconômicas, acesso a serviços e autopercepção em saúde bucal foram coletados em diferentes locais (escolas, creches, etc). Os valores obtidos nas amostras não foram ponderados (Brasil, 2004).

Em 2010, foi realizado o último levantamento nacional, SB2010, bem semelhante aos padrões do anterior, onde se apresentam as faixas índice de 5 anos, 12 anos, 15-19, 35-44 e 65-74 anos. Foi realizada pesquisa de base domiciliar, totalizando 177 municípios (30 do interior em cada uma das 5 regiões e mais as 27 capitais) com as amostras ponderadas. Os seguintes agravos foram aferidos: cárie, doença periodontal, fluorose, oclusopatias, traumatismo, uso e necessidade de prótese, informações socioeconômicas, acesso a serviços e autopercepção em saúde bucal (Brasil, 2012; Roncalli, 2012).

Em 2015, no Estado de São Paulo, foi realizado o SBSP que representa o levantamento epidemiológico em saúde bucal com representatividade para os 645 municípios, contemplando as faixas índice de 15-19 anos, 35-44 e 65 e mais. Foi realizada pesquisa de base domiciliar em 178 municípios com amostras ponderadas. Informações sobre cárie, doença periodontal, oclusopatias, uso e necessidade de prótese, além de caracterização socioeconômica, utilização de serviços odontológicos, autopercepção em saúde bucal e capital social foram coletadas (Pereira, 2016).

No quadro 1 são apresentados os índices CPOD encontrados nos principais levantamentos nacionais e o do estado de São Paulo com os resultados por faixa examinada para o agravo estudado cárie.

Quadro 1: Índice CPOD (cariados, perdidos e obturados/dente) na população brasileira e em São Paulo segundo faixas examinadas

Índice	Faixa etária	1986	SB 2003	SB 2010	SBSP 2015
CPOD	12 anos	6,9	2,78	2,1	**
	15-19 anos	12,7	6,17	4,2	3,57
	35-44 anos	22,5	20,13	16,3	15,84
	50-59 anos	27,2	**	**	**
	65-74 anos	**	27,79	27,1	28,22

Fonte: Brasil 1988, Brasil 2004, Brasil 2012, Pereira, 2016. ** Dados não coletados

2.2 Planos Amostrais Complexos

Nos estudos epidemiológicos, fazer inferências sobre a população requer que se respeite um delineamento amostral e, neste sentido, a amostragem probabilística dispõe dos seguintes métodos: amostragem aleatória Simples (AAS) - onde todos os elementos da população apresentam a mesma probabilidade de serem amostrados, amostragem sistemática (AS) - o pesquisador atribui a metodologia de como será estabelecida a sistematização, amostragem aleatória estratificada (AE) - subdivide a população em subgrupos e amostragem por conglomerados (AC) - esta tem a diferença básica das outras que é a não necessidade de numeração dos indivíduos, aqui trabalha-se com um grupo de população. Esta última é utilizada em pesquisas de grande escala populacional, onde cada unidade de amostragem é um grupo de elementos (Hulley, 2015; Battisti, 2008).

Um grande desafio à pesquisa de base populacional ocorre em trabalhos que requerem amostragem complexa (combinação de vários métodos probabilísticos de amostragem para seleção de uma amostra). Utilizar amostra por conglomerados combinado a outros métodos estatísticos permite que o pesquisador visite áreas compactas ao invés de áreas dispersas de maneira individual, reduzindo inclusive tempo e despesas (Cunningham, 2012).

Diversos levantamentos de base populacional foram realizados no país e no mundo utilizando amostras complexas, como o National and Hispanic Health and Nutrition Examination Surveys (NHANES)(Chen, 2018), Programa Nacional por Amostra de

Domicílios (PNAD- IBGE), Pesquisa Nacional de Saúde em 2013, Levantamentos em saúde Bucal (SBBrasil 2003 e 2010) e Saúde Bucal São Paulo (SBSP 2015).

Vale destacar que, ao se investigar apenas os conglomerados sorteados, há aumento da imprecisão devido às possíveis diferenças das unidades amostrais dentro e entre os conglomerados, fazendo-se necessário aumentar o tamanho da amostra. Desta forma, os dados para análise deverão ser tratados, pois os mesmos não podem ser considerados como se fossem independentes, como ocorre na amostragem aleatória simples (Luiz, 2000; Szwarcwald, 2008).

Os desafios principais encontrados a partir das amostras complexas são a mensuração de estimativas pontuais corretas e a estimação do desvio padrão e a variância (Kreuter, 2007).

2.3 Ponderação

Alguns estudos indicam que diante de unidades de amostra com probabilidades variáveis, deve-se atribuir a ponderação na análise a fim de se obter uma equiparação e obter-se uma representatividade assertiva aos agravos estudados a fim de que os indivíduos, independentemente do local que estejam inseridos, tenham a mesma representatividade (Lumley, 2004).

Os pesos amostrais são calculados pelo inverso das expressões de probabilidade $[(f) -1]$ e adicionados aos resultados dos indivíduos examinados. Isso significa atribuir as informações de cada elemento incluído na amostra aos não incluídos em uma mesma Unidade Primária de amostragem (UPA). Esse mecanismo pode atenuar o vício potencial decorrente da desproporcionalidade dos números observados de entrevistas entre UPAs (Silva, 2013).

Contudo, a não atribuição de ponderação (pesos) a determinados estratos sem compensar as probabilidades desiguais poderia levar à subestimação do erro padrão (Korn, 1991).

3 PROPOSIÇÃO

Esta pesquisa se propõe, através de um ensaio estatístico, avaliar o impacto da não ponderação nas estimativas do índice CPOD e componentes, além da significância estatística na análise de regressão em adultos de 35 a 44 anos, proveniente do levantamento epidemiológico do estado de São Paulo (SB SP 2015), coletadas a partir de um delineamento complexo.

4 MATERIAL E MÉTODOS

Tipo de estudo

Estudo transversal analítico utilizando dados secundários referente a Pesquisa Estadual de Saúde Bucal (Projeto SB São Paulo 2015) na população adulta.

Caracterização da amostra e delineamento

Utilizando a metodologia da OMS¹⁰ o SBSP objetivou estimar as prevalências de cada um dos agravos estudados (doença periodontal e necessidade de prótese, dor de dente, características sócio-econômicas e de impacto em saúde bucal- indicador CPOD) para cada uma das 6 Macrorregiões (domínios) e para o Estado de São Paulo, considerando os grupos etários em análise. O número total de municípios do Estado de São Paulo é de 645. Um total de 178 municípios mais a capital do estado foram sorteados para o estudo (1ª etapa de sorteio – UPA Unidades Primárias de Amostragem) com representatividade para 6 Macrorregiões (São Paulo Capital, Região Metropolitana de São Paulo e os Departamentos Regionais de Saúde –DRS- 2 a 17- conforme figura 1).

Na segunda etapa sorteou-se 390 Unidades de Setores Censitários – Unidades Secundárias de Amostragem - USA (2 setores para 178 municípios e 36 setores para a cidade de São Paulo). Dadas as características desta pesquisa, os setores utilizados foram apenas os urbanos. O sorteio dos setores foi realizado com probabilidade proporcional ao número de habitantes em cada um dos municípios.

A técnica de esgotamento com tamanho mínimo de amostragem para cada USA foi utilizada, onde todos os domicílios da USA foram visitados, sendo examinados os indivíduos do grupo etário estudado.

O setor censitário é uma divisão espacial do território definido pelo IBGE com aproximadamente 300 domicílios. Assim sendo, tendo em mão o mapa do setor e a projeção do IBGE para o tamanho da população estratificado para a faixa etária em cada setor sorteado, uma equipe de “Arroladores/Batedores” visitava todos os domicílios dos setores censitário, identificando todos os moradores que eram elegíveis (idades índices da pesquisa) e estes eram informados da pesquisa. Como cada setor censitário apresenta características distintas de adensamento populacional por grupos etários, todos os domicílios ocupados eram visitados e os moradores elegíveis nos grupos etários registrados na ficha de arrolamento.

Posteriormente a esta etapa, as equipes de examinadores e anotadores percorria todo o setor convidando os mesmos a participar da pesquisa (assinando o TCLE, examinando e

entrevistando as pessoas na idade índice) até esgotar o setor e atingir o número mínimo previsto. Caso isto não ocorresse, o setor era percorrido novamente. Todas as informações dos moradores examinados/ entrevistados, como também os ausentes e os que recusarem participar da pesquisa, serviram de dados para ponderar os resultados, calculando a taxa de adensamento por setor censitário, e a taxa de não resposta, sendo informações fundamentais para correção das análises, pois geram pesos para ponderação dentro do setor, do município e na macrorregião.

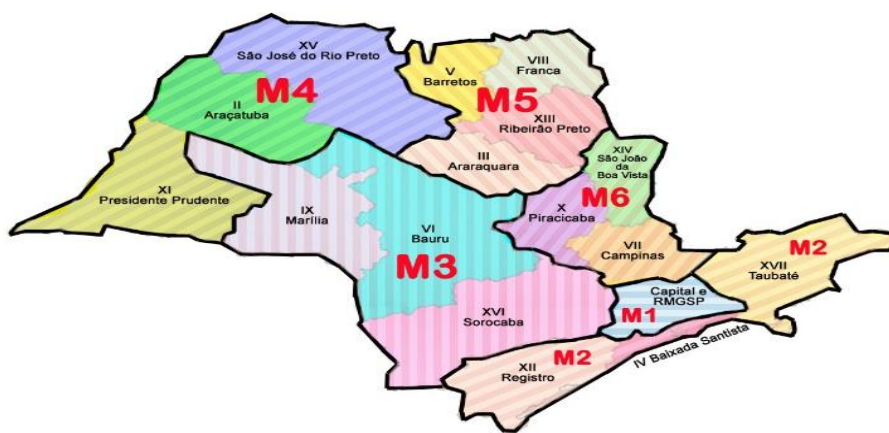


Figura 1. Departamentos Regionais de Saúde do Estado de São Paulo e as macrorregionais definidas no estudo.

As frações de amostragem foram corrigidas levando em consideração as taxas de não respostas para cada uma das etapas de sorteio, visto que não foi possível a realização de exames em todos os municípios sorteados, bem como em alguns setores censitários. Excluíram-se os ausentes e os que se recusaram a participar do estudo, e um total de 163 municípios participaram do estudo (91,6% dos municípios sorteados).

Para o cálculo da amostra de adultos (faixa etária de 35-44 anos) foram utilizados os parâmetros do levantamento SB Brasil 2010⁸ para a região sudeste, conforme apresentado a seguir. Para este cálculo utilizou-se a seguinte fórmula:

$$n^* = \frac{Z^2 \times S^2 \times deff}{TNR} \\ (X \times \epsilon)^2$$

E o ajuste da amostra para o tamanho da população, utilizou a seguinte fórmula:

$$n = \frac{n^*}{1 + (n^* / N)}$$

Onde:

n = Tamanho final da amostra

n^* = Tamanho da amostra

N = Tamanho da população na faixa etária de interesse.

z = valor limite da área de rejeição considerando um determinado nível de significância; neste estudo foi utilizado o valor 1,96, correspondente a 95% de confiança

s^2 = Variância da média amostral, ou seja, o quadrado do desvio padrão da variável ($dp=14,61$).

X = Média da variável (18,32)

ε = margem de erro aceitável. 10 % para o grupo de 35-44 anos

deff = "design effect" - efeito do desenho = 2

TNR= taxa de não resposta = percentual estimado de perda de elementos amostrais; neste estudo será utilizado - 30%

Cada domínio teve um tamanho mínimo de amostragem para cada uma das seis macroregiões ($n=687$ para o cálculo de amostra para cárie dentária). Contudo, como outros problemas também foram investigados (doença periodontal, uso e necessidade de prótese), o n mínimo por macrorregião foi de 951 pessoas, o qual era dividido por 30 (considerando que este é o mínimo de UPAS por macrorregião) e chegou-se a um n mínimo de examinador por USA de 32 pessoas.

Ao final do levantamento foram examinados 6.051 adultos⁹.

Apuração e Análise

Nas respectivas unidades primárias e secundárias de amostragem, informações sobre os agravos e demais informações socioeconômicos constavam no banco de dados (banco de dados original).

Cada Macrorregiões do Estado de São Paulo (6) foi denominada de domínio, onde foram sorteados os municípios. Assim sendo, em cada município (UPA) foi sorteado dentro do seu domínio (Macro) e teve probabilidade proporcional ao seu tamanho (PPT) populacional. Assim, a primeira fração de amostragem é a razão do tamanho da população do município dividido pelo tamanho da população da Macro estratificada para cada grupo etário, denominando-se f_1 , e agregou-se esta variável no banco peso⁹.

$$f_1 = \frac{\text{População município (grupo etário)}}{\text{População Macro (grupo etário)}}$$

Na segunda etapa foram sorteados os setores censitários, em cada um dos municípios. Assim sendo, o setor censitário é considerado a unidade secundária de

amostragem (USA), onde a segunda fração de amostragem (f2) levou em consideração o tamanho da população do setor censitário (PPT) dividido pelo tamanho da população do município estratificado por grupo etário.

$$f2 = \frac{\text{População Setor Censitário (grupo etário)}}{\text{População Município (grupo etário)}}$$

Esta fração de amostragem agregou-se ao banco, sendo que para cada um dos setores foi agregado a sua fração para a respectiva USA. A partir desta informação obteve-se a f3, que é a multiplicação das frações de amostragem das Unidades Primária e Secundária (Pereira, 2016).

$$f3 = f1 * f2$$

Não foi possível a realização de exames em todos os municípios sorteados (UPA) nos respectivos domínios, bem como em alguns setores censitários (USA), resultando em um número de examinados abaixo do total calculado na amostra, o que já era de se esperar. Este fato causa um desequilíbrio no processo de amostragem tendo como referencial a PPT. Assim sendo, as frações de amostragem foram corrigidas levando em consideração as taxas de não respostas para cada uma das etapas de sorteio.

Com base na informação do banco de dados do número de pessoas examinadas, calculou-se a taxa de não resposta dos municípios participantes da pesquisa em relação aos municípios sorteados (TNR-UPA domínio), a taxa de não resposta dos indivíduos examinados em relação a amostra sorteado para o município (TNR-Amostra upa), e para a obtenção da taxa de não resposta final (TNRfinal), realizou-se o cálculo da média aritmética da TNR-UPA domínio e a TNR-Amostra upa, conforme fórmula abaixo.

$$\text{TNRfinal} = \frac{\frac{\text{UPA Participantes}_{(\text{domínio})}}{\text{UPAs Sorteadas}_{(\text{domínio})}} + \frac{\text{Amostra Examinada}_{(\text{UPA})}}{\text{Amostras Sorteadas}_{(\text{grupo etário})}}}{2}$$

2

A próxima etapa foi corrigir a fração de amostragem (f3) multiplicando pela taxa de não resposta (TNRfinal), obtendo-se assim a fração de amostragem corrigida. Para o cálculo

do peso, este é representado pelo inverso da fração de amostragem, conforme fórmulas abaixo.

$$f \text{ corrigido} = f3 * TNR_{\text{final}}$$

$$\text{Peso} = \frac{1}{f(\text{corrigido})}$$

Com a obtenção dos pesos para cada um das UPA, a próxima etapa é a realização da integração dos dois bancos, ou seja, o banco do peso com o banco dos indivíduos examinados. Ambos os bancos estão na mesma base Excel, onde procedeu-se a fusão das informações para que os mesmos tivessem a mesma variável de referência.

Para isso, a variável escolhida foi o nome do município (UPA), onde a partir da identificação desta variável foi corrigida a grafia dos municípios utilizando-se a função SEERRO do programa Excel, a qual aninha as informações de dois bancos, tendo em comum a mesma variável de referência.

Análise de dados desta pesquisa:

Foram calculadas as estimativas das médias, erros padrão da média e intervalos de confiança para o índice CPOD, dentes cariados, perdidos e obturados, considerando o delineamento complexo (com ponderação) e também considerando como amostragem aleatória simples (sem ponderação). A seguir o índice CPOD foi dicotomizado pela mediana e analisadas as associações com as variáveis independentes sexo, etnia, renda, tempo de estudo e visitas ao dentista. Para isso foram estimados modelos de regressão logística simples e múltiplos, considerando ou não o delineamento complexo. Para a análise considerando o delineamento complexo, os pesos foram calculados a partir do plano de amostragem e utilizados para ajustar as estimativas de acordo com a distribuição dentro das regiões. Foram testados nos modelos de regressão múltipla as variáveis com $p < 0,20$ nas análises individuais, permanecendo nos modelos aquelas com $p < 0,05$. A qualidade de ajuste avaliada pelo *Akaike information criterion* (AIC) e -2 Log L . Todas as análises foram realizadas no programa SAS.

5 RESULTADOS

Na tabela 1 observa-se as médias, erros padrões das médias e os intervalos de Confiança (IC) referentes ao índice CPOD e seus componentes, respectivo aos dados não ponderados e ponderados. Observa-se diferenças nas estimativas médias do índice CPOD (16,01 para 15,84 – redução de 10,6%), componente cariados (1,50 para 1,53 – aumento de 2%), componente perdidos (5,94 para 6,30 – aumento de 6,0%) e componente obturados (8,57 para 8,00 – redução de 6,7%). Nota-se ainda que o erro padrão é subestimado quando se considera a ponderação e conseqüentemente, o intervalo de confiança apresenta modificações como, por exemplo, o componente obturado passou de 8,43-8,72 para 7,80-8,21, o que obviamente pode mudar a significância das variáveis estudadas nas regressões logísticas.

Tabela 1. Análises descritivas das variáveis CPOD, número de dentes cariados, perdidos e obturados, adultos 35 -44 anos, considerando (ponderado) ou não (não ponderado) o delineamento complexo.

Variável	Não ponderado			Ponderado		
	Média	Erro padrão da média	*IC95%	Média	Erro padrão da média	IC95%
CPOD	16,01	0,09	15,84-16,19	15,84	0,18	15,48-16,19
Cariados	1,50	0,04	1,43-1,57	1,53	0,05	1,43-1,64
Perdidos	5,94	0,09	5,77-6,11	6,30	0,13	6,04-6,55

Na tabela 2 são apresentados os resultados referentes às análises de regressão logística simples e múltipla considerando ou não os pesos. Observa-se que as análises ponderadas e não ponderadas apresentam variáveis com significâncias diferentes. A variável etnia foi estatisticamente significativa na análise ponderada (bruta e ajustada) mas não foi na análise não ponderada (bruta). Isso também ocorreu com a variável “local de atendimento”, o qual também foi somente significativa na análise ponderada bruta. Contudo, a variável “Quando foi atendido” foi estatisticamente significativa para a análise não ponderada (bruta e ajustada) mas não o foi para a análise ponderada (bruta).

Tabela 2. Resultados das análises de regressão logística simples e múltipla considerando (ponderada) ou (não ponderada) o delineamento complexo

Variável	N(%)	Não ponderada				Ponderada			
		CPOD<16*	§CPOD≥16	ORb (IC95%)	ORa(IC95%)	CPOD<16*	§CPOD≥16	ORb (IC95%)	ORa(IC95%)
Sexo									
Masculino	1943 (32,1)	1033 (53,2)	910 (46,8)	Ref	Ref	&5008363 (54,8)	4137886 (45,2)	Ref	Ref
Feminino	4108 (67,9)	1815 (44,2)	2293 (55,8)	1,43 (1,29-1,60)	1,40 (1,25-1,57)	9546249 (45,6)	11369567 (54,4)	1,44 (1,31-1,58)	1,45 (1,33-1,59)
Etnia									
Branca	3763 (62,2)	1758 (46,7)	2005 (53,3)	Ref		8563626 (47,1)	9623382 (52,9)	Ref	Ref
Não branca	2288 (37,8)	1090 (47,6)	1198 (52,4)	0,96 (0,87-1,07)		5983968 (50,4)	5884071 (49,6)	0,88 (0,78-0,98)	0,80 (0,72-0,90)
Renda									
Até \$1500	2224 (41,9)	1026 (46,1)	1198 (53,9)	1,12 (1,00-1,25)		5769096 (49,6)	5865893 (50,4)	1,02 (0,88-1,17)	
Mais de \$1500	3085 (58,1)	1509 (48,9)	1576 (51,1)	Ref		6709568 (50,0)	6705469 (50,0)	Ref	
Estudo									
Até 8 anos	2470 (43,7)	1043 (42,2)	1427 (57,8)	1,43 (1,28-1,59)	1,49 (1,34-1,66)	5422951 (43,5)	7054236 (56,5)	1,47 (1,30-1,65)	1,50 (1,34-1,68)
Mais de 8 anos	3183 (53,3)	1626 (51,1)	1557 (48,9)	Ref	Ref	8089334 (53,0)	7177186 (47,0)	Ref	Ref
Dentista									
Nunca foi	9 (0,2)	9 (100,0)	0 (0,0)	-		28679 (100,0)	0 (0,0)	-	
Já foi	5817 (99,8)	2743 (47,2)	3074 (52,8)			14122783 (49,0)	14703627 (51,0)		
Quando									
Menos de um ano	3185 (55,9)	1448 (45,5)	1737 (54,5)	1,14 (1,02-1,26)	1,18 (1,06-1,31)	7163594 (48,3)	7663029 (51,7)	1,04 (0,93-1,16)	
Um ano ou mais	2509 (44,1)	1221 (48,7)	1288 (51,3)	Ref	Ref	6686898 (49,3)	6872067 (50,7)	Ref	
Onde									
Serviço público	2288 (39,7)	1042 (45,5)	1246 (54,5)	1,10 (0,99-1,22)		5339725 (47,0)	6014414 (53,0)	1,12 (1,05-1,20)	
Outros	3469 (60,3)	1664 (48,0)	1805 (52,0)	Ref		8601896 (50,0)	8618146 (50,0)	Ref	

*Mediana. § Categoria de referência. & Frequência ponderada. Orb: Odds ratio bruto. Ora: Odds ratio ajustado

6 DISCUSSÃO

Neste trabalho utilizou-se o banco de dados secundários do SBSP com o objetivo de se obter um exemplo do uso das estimativas com e sem a atribuição dos pesos (ponderação). As estimativas obtidas de média, erro padrão da média e intervalo de confiança trouxeram uma variabilidade quando não se atribuiu pesos, o que obviamente muda a significância das variáveis.

Uma amostra por conglomerados tem como vantagem, em relação à amostra aleatória simples, um barateamento no custo por elemento amostrado, devido a um menor gasto na elaboração de cadastros e na localização de indivíduos. Mas, por outro lado, implica duas desvantagens importantes: maior complexidade e dificuldade na análise estatística, devido a magnitude do aumento da variância dos estimadores que, ao se utilizar um desenho de conglomerados, é difícil de ser prevista, com conseqüente diminuição da precisão do estudo (Cordeiro, 2001; Cochran, 1965).

Outro problema está relacionado com o tipo de análise: se uma amostra complexa for analisada como se fosse uma Amostra Aleatória Simples (AAS), a magnitude das variabilidades serão subestimadas, ou seja, quando o coeficiente de correlação intra-classe (CCI) de uma variável é grande, a variabilidade é subestimada em sua magnitude, o que resulta em perda de eficiência na análise por parte das amostras complexas (Perez, 2004).

Uma grande dúvida dos pesquisadores, a qual persiste em discussões acadêmicas, é a necessidade da ponderação (peso) dos dados quando se utiliza um delineamento por conglomerados. Obviamente, as estimativas dos dados ponderados serão diferentes, contudo a dúvida é se estes dados teriam implicação nas análises de risco, utilizando regressões logísticas.

Neste ensaio estatístico, elaborado para mostrar a influência da ponderação em levantamentos de amostras complexas, obteve-se estimativas de média, erro padrão da média e intervalo de confiança para dados ponderados ou não ponderados. A ponderação é utilizada quando as unidades são amostradas com probabilidade desigual, sendo necessário dar-lhes correspondentes pesos desiguais na análise. Grande parte da eficiência de amostragens complexas pode então ser recuperada pela definição dos pesos de amostragem para que o peso total para cada conglomerado da amostra seja o mesmo que o tamanho do conglomerado na população (Sakshaug, 2014).

O peso da amostra pode ser derivado como o produto de três componentes, a saber: a) as pesquisas frequentemente excedem a amostra de certos grupos da população (por exemplo, pessoas de classe sócio econômica baixa ou mulheres), b) peso da amostra é um ajuste para a não resposta, incluindo a incapacidade de localizar indivíduos amostrados e sua recusa em participar, c) peso da amostra é um ajuste para que a soma dos pesos para um determinado sexo, raça e idade concorde com figuras de população conhecidas (Korn, 1991; Sousa, 2003).

Além disso, estimativas ponderadas, as quais são ponderadas pelo peso amostral, colaboram no controle de vieses e, portanto, na validade dos dados. Estimativas não ponderadas, as quais ignoram os pesos amostrais, podem apresentar sérios vieses para os quantitativos populacionais. Contudo, quando pesos amostrais são desnecessários, pode haver um aumento da análise de eficiência, cuja fórmula é: $1 - (DP_{\text{não ponderado}}/DP_{\text{ponderado}})^2$. Portanto, a ineficiência será maior quando os pesos amostrais são muito variáveis e é Zero quando todos os pesos amostrais forem idênticos (Korn, 1991; DuMouchel, 1983).

Neste estudo verificou-se que as análises não ponderadas apresentaram erro padrão da média menor que as amostras ponderadas, o que torna a estimativa subestimada. Isso pode ser observado quando verificamos que uma amostra de n indivíduos terá um média μ e variância σ^2 . Deste modo, médias não ponderadas terão variâncias σ^2/n , enquanto as ponderadas serão modificadas pelos pesos amostrais (W_1, W_2 , etc.), aumentando dessa forma a variabilidade. Dessa forma, há clara trade-off (troca) teórica a ser decidida pelo pesquisador, ou seja, estimativas populacionais com potencial de viés (não ponderada) ou estimativas de variabilidade aumentada (ponderada) (Korn 1991).

Contudo, como já mencionado, essa troca não é de fato desejável pois há grande variabilidade dos pesos, o impacto nas estimativas (média, por exemplo) pode ser importante, com impacto ainda maior nas estimativas de variabilidade, portanto a incorporação dos pesos é fortemente recomendada. Alguns autores citam esse aumento do erro padrão como uma desvantagem, contudo argumentam que as estimativas obtidas por amostras não ponderadas não são válidas para a população (DuMouchel, 1993; Ciol, 2006). Na prática, a ponderação nos traz ganhos em confiança, mas a precisão diminui porque o erro padrão é maior e, conseqüentemente, a amplitude do IC aumenta.

Além disso, a maior diferença entre as médias encontradas nas duas análises foi de 6,7%. Uma forma de contornar esse problema foi padronizar os pesos para todas as UPA e USA, conforme realizado neste estudo e sugerido por outros autores (Korn, 1991).

Outro ponto ressaltado neste estudo, o que frequentemente é ponto de polêmica entre os pesquisadores, é a influência da ponderação sobre os valores de significância de variáveis na regressão logística. O princípio geral na modelagem de regressão é que os pesos nem sempre bem especificados, podem não causar nenhum viés. Isso claramente se expressa nos resultados da tabela 2, onde variáveis apresentaram valores diferentes de OR nas análises ponderadas e não ponderadas, diferenças encontradas similarmente em outros artigos. As estimativas relacionadas aos valores de significância dos modelos de regressão logística podem ser influenciadas pelo plano amostral e características da amostra como conglomeração, estratificação e ponderação, além do efeito do delineamento (Kreuter, 2007).

Esse achado nos traz a discussão da ponderação, à medida que a mesma controla os possíveis vieses de medida, e amostras não ponderadas apresentam erros padrões e intervalos de confiança subestimados, que impacta as estimativas dos valores de significância, como observado neste ensaio.

O fato de ponderar os dados e utilizar programas que permitam a utilização de pesos nas análises possibilitam a correção dos valores, pois há diferença entre a amostra sorteada e a esperada de exames/inquéritos, além do que é observado e o real. Assim, recomenda-se que as taxas de não resposta sejam corrigidas na ponderação com a utilização dos pesos (Cochran, 1977).

Quando em uma pesquisa de base populacional realiza-se a análise dos dados sem levar em conta a ponderação, pressupõem a equiprobabilidade entre os indivíduos examinados/entrevistados, o uso dos pesos corrige a probabilidade de sorteio, pois a organização em conglomerados resulta da fração desigual de probabilidade de sorteio inter e intra conglomerados e a ponderação torna o resultado final com menor probabilidade de vício (Kalton, 1983; Cox, 1985). Todavia, em contrapartida, há um aumento da variância ampliando os intervalos de confiança, pois os indivíduos dentro dos conglomerados tendem a ser mais semelhantes que a população como um todo em comparação com as análises não ponderadas (Sousa, 2003).

Queiroz et al. (2009) critica os resultados obtidos no levantamento de base nacional SBBrazil 2003 por não realizarem a ponderação e utilização dos pesos na análise dos dados, pois para o sorteio leva-se em conta a organização por conglomerados e não foi atribuído pesos para as análises dos resultados desestruturando as estimativas. Enfatiza-se que quanto maior a variabilidade da variável estudada, maior será o viés da estimativa amostral,

assim a falta de ponderação dificulta a estimação populacional dos resultados (Queiroz, 2009).

Como limitação deste ensaio podemos citar a questão da análise ser do tipo ecológica, com a conseqüente possibilidade de falácia ecológica, onde dados individuais nem sempre exprimem ecológicas associações. Além disso, o objetivo claramente foi apresentar cenários de avaliação estatístico com o uso ou não de ponderação dos dados de uma amostra complexa, sem a conseqüente obrigação de prová-la teoricamente.

7 CONCLUSÃO

As estimativas das médias nesse estudo variaram em até 6,7% quando não foram atribuídas ponderações aos dados das amostras. Além disso houve subestimação da variabilidade dos dados, além de mudança nos valores de significância de algumas variáveis na análise de regressão quando se utilizava a ponderação ou não. Desta forma, recomenda-se que a ponderação deva ser aplicada na análise de dados de base populacional coletados por amostragem com desenhos complexos.

REFERÊNCIAS:

1. Battisti IDE. Análise de dados epidemiológicos incorporando planos amostrais complexos- Tese doutorado UFRGS, 2008.
2. Bolfarine H, Bussab WO. Elementos de Amostragem. São Paulo: Editora Edgar Blücher, 2005.
3. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria Nacional de Programas Especiais da Saúde. Divisão Nacional de Saúde Bucal. Fundação Serviços de Saúde Pública. Levantamento epidemiológico em saúde bucal: Brasil, zona urbana, 1986. Brasília, 1998.
4. Brasil, Ministério da Saúde – Coordenação Nacional de Saúde Bucal. Condições de saúde bucal da população brasileira – Projeto SBBrasil 2003 – Resultados Principais, 2004. Brasil, IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2007. Relatório
5. Brasil, IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional de Saúde, 2013.
6. Campbell MJ, Swincow TDV. Statistics at Square One. Chapter 4: Populations and samples. *BMJ Books*, 2009.
7. Chen TC, Parker JD, Clark J, Shin HC, Rammon JR, Burt VL. National Health and Nutrition Examination Survey: Estimation procedures, 2011–2014. National Center for Health Statistics. *Vital Health Stat* 2(177). 2018.
8. Ciol MA, Hoffman JM, Dudgeon BJ et al. Understanding the use of weights in the analysis of data from multistage surveys. *Archives of Physical Medicine Rehabilitions* 2006; 87:299-303
9. Cordeiro R. Efeito do desenho em amostragem de conglomerado para estimar a distribuição de ocupações entre trabalhadores. *Rev. Saúde Pública*. 2001; 35(1): 10-15.
10. Cochran WG. Técnicas de amostragem. Rio de Janeiro. Fundo de Cultura, 1965.
11. Cochran WG. Sampling Techniques. 3 ed. New York, John Wiley & Sons. 1977.
12. Cox BG, Cohen SB. Methodological issues for health care surveys. New York, Marcel Dekker, 1985.
13. Cunningham SD, Huguet N. Weighting and complex samples design adjustments in longitudinal studies. New York, NY: Routledge Taylor & Francis Group. (2012).
14. DuMouchel WH, Duncan GJ. Using sample survey weights in multiple regression analysis of stratified samples. *J Am Stat Assoc*. 1983;78:535-543

15. Hulley SB et al. Delineando a Pesquisa Clínica. Capítulo 3: Escolhendo sujeitos do estudo: especificação, amostragem e recrutamento. Editora Artmed, 4ª edição, 2015.
16. Kalton G. Introduction to Survey Sampling. Beverly Hills, Sage Publications, 1983.
17. Korn EL, Graubard BI. Epidemiologic studies utilizing surveys: accounting for the sampling design. *American Journal of Public Health*. 1991;81(9):1166-1173.
18. Kreuter F, Valliant R. A survey on survey statistics: what is done and can be done in Stata. *The Stata Journal* 2007; 7(1):1-21.
19. Luiz RR, Magnanini MMF. A lógica da determinação do tamanho da amostra em investigações epidemiológicas. *Cadernos de Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v.8, n.2, p. 9-28, 2000
20. Lumley T. Analysis of complex survey samples. Departmente of biostatistics university of Washington, 2004.
21. Medronho RA, Bloch KV; Luiz RR; Werneck GL. Epidemiologia. Capítulo 20: Amostragem. *Editora Atheneu*, 2ª edição, 2009
22. Oliveira AGRC. Levantamentos Epidemiológicos em saúde Bucal no Brasil. In Antunes JLF, Peres MA. *Epidemiologia da saúde Bucal*, Capítulo 03, 2ª edição, São Paulo: Editora Santos, 2013.
23. Pereira AC, Vieira V, Frias AC. Pesquisa Estadual de Saúde Bucal- Relatório Final. *LivroNovo*, 2016.
24. Pereira GR. Uma revisão sobre o uso analítico de dados provenientes de amostras complexas- Dissertação Esalq/USP, Piracicaba 2016.
25. Perez MC, Utra IB, León AA et al. Estimaciones usadas em diseños muestrales complejos: aplicaciones em la encuesta de salud cubana del ano 2001. *Ver Panam Salud Publica*, 2004; 15(3): 176-84.
26. Queiroz RCS. Portela MC. Vasconcelos MTLV. Pesquisa sobre as Condições de Saúde Bucal da População Brasileira (SB Brasil 2003): seus dados não produzem estimativas populacionais, mas há possibilidade de correção. *Cad Saúde Pública*,. 2009. Rio de Janeiro, 25(1):47-58
27. Roncalli AG, Côrtes MIS, Peres KG. Perfis epidemiológicos de saúde bucal no Brasil e os modelos de vigilância. *Cadernos de Saúde Pública*, 28(Supl.), s58-s68, 2012.
28. Sakshaug JW, West BT. Important Considerations When Analyzing. Health Survey Data Collected Using a Complex Sample Design. *American Journal of Public Health*. 2014; 104 (1): 15-16.

29. Silva NN, Roncalli AG. Plano amostral, ponderação e efeitos do delineamento da Pesquisa Nacional de Saúde Bucal. *Rev. Saúde Pública* 47(Suppl 3): 3-11 .
30. Sousa MH; Silva NN. Estimativas de um levantamento complexo. *Rev Saúde Pública*. 2003;37(5):662-70 663
31. Szwarcwald CL, Damacena GN. Amostras Complexas em Inquéritos Populacionais: Planeamento e implicações na análise estatística dos dados. *Rev Bras Epidemiol*, 2008; 11(11), 38–45.