

Ramón Álvarez Vaz

Métodos de muestreo
para estudios sanitarios:

una aplicación
para la Encuesta
de Factores de Riesgo 2006
en Uruguay

Ramón Álvarez Vaz

Métodos de muestreo para estudios sanitarios:

una aplicación para la Encuesta de Factores de Riesgo 2006
en Uruguay

La publicación de este libro fue realizada con el apoyo de la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de la República.

Los libros publicados en la presente colección han sido evaluados por académicos de reconocida trayectoria, en las temáticas respectivas.

La Subcomisión de Apoyo a Publicaciones de la csic, integrada por Alejandra López, Luis Bértola, Carlos Demasi, Fernando Miranda y Andrés Mazzini ha sido la encargada de recomendar los evaluadores para la convocatoria 2015.

©Ramón Álvarez Vaz, 2015

©Universidad de la República, 2017

Ediciones Universitarias, Unidad de Comunicación de la Universidad de la República (UCUR)

18 de Julio 1824 (Facultad de Derecho, subsuelo Eduardo Acevedo)

Montevideo, cp 11200, Uruguay

Tels.: (+598) 2408 5714 - (+598) 2408 2906

Telefax: (+598) 2409 7720

Correo electrónico: infoed@edic.edu.uy

www.universidad.edu.uy/bibliotecas

ISBN: 978-9974-0-1488-6

Tabla de contenidos

Agradecimientos	15
Presentación de la colección	16
 I Metodología	 19
1. Los estudios sanitarios	21
1.1. Introducción	21
1.2. Diferentes tipos de estudios sanitarios	22
1.3. Las encuestas de salud	26
1.4. Revisión de los diferentes estudios sanitarios que usan muestreo proba- bilístico	31
 2. Métodos de muestreo	 45
2.1. Muestreo probabilístico	45
2.2. Población y Marco Muestral	46
2.3. Fuentes de error en las encuestas	47
2.4. Diferentes tipo de diseños de muestreo	49
2.5. Cálculo de la Varianza por aproximación	71
2.6. Cálculos de los tamaños de muestras	72
2.7. Estimación de parámetros	73
2.8. Estudio en dominios	75
2.9. Métodos de Muestreo en Encuestas de Panel	75
2.10. Otros procedimientos de muestreo	76
2.11. Algunos problemas que se presentan en las encuestas por muestreo	86
2.12. Uso de la información auxiliar	90
2.13. Soluciones a los problemas de información	93
2.14. Ejemplos donde es necesario el uso de información auxiliar	98
2.15. Herramientas informáticas	103
 II Resultados	 109
3. Presentación de la encuesta STEPS de URUGUAY (2006)	111
3.1. Metodología de Trabajo	113
3.2. Análisis paso 1 (Step 1) mediciones del comportamiento	114
3.3. Análisis paso 2 (Step 2) mediciones biofísicas	114

3.4. Análisis paso 3 (Step 3) mediciones bioquímicas	114
4. Aplicación a la encuesta STEPS	115
4.1. Objetivos	115
4.2. Descripción de la muestra	115
4.3. Plan de cuadros para paso 1	119
4.4. Análisis de la no respuesta paso 2 y 3	120
4.5. Escenario 1: Análisis de la información sin corregir	123
4.6. Escenario 2: Corrección de la información mediante calibración	128
4.7. Escenario 3: Corrección mediante imputación	131
4.8. Propensión a la no respuesta	135
4.9. Comparación de los diferentes escenarios	137
4.10. Resultados finales para variables del paso 2 y paso 3	143
4.11. Distribución por sexo de los Factores de riesgo	146
5. Conclusiones y recomendaciones	147
III Apéndices	161
A. Apéndice metodológico	163
A.1. Estrategia de búsqueda bibliográfica	163
A.2. Tópicos especiales de muestreo	164
B. Cuestionarios y hojas de datos	169

Índice de figuras

1.1. Mapa de tipos de estudios epidemiológicos	23
1.2. Secuencia temporal en los estudios	26
1.3. Diagrama de STEPS(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	41
1.4. Proceso de Vigilancia a través de STEPS (fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	43
1.5. Comunicación entre Oficina de OMS y Equipo Local de STEPS (fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	44
2.1. Relación entre marco muestral, población objetivo, conjunto de respuesta (extraída de (Särndal y Lundström, 2005))	48
2.2. Mecanismo de extracción para muestreo estratificado (ST)(fuente propia)	58
2.3. Mecanismo de extracción para muestreo por conglomerados SIC(elaboración propia)	60
2.4. Diseño en dos etapas (PSU- πps , SSU-(ST) Estratificado por edad/sexo)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	68
2.5. Diseño en 3 etapas (PSU- πps , SSU-(SI), TSU Método de Kish)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	68
2.6. Diseño en 3 etapas (PSU- πps , SSU- πps , TSU Estratificado por edad/sexo)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	69
2.7. Diseño en cuatro etapas (PSU- πps , SSU- πps , TSU-(SI) de hogares Método de Kish)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	69
2.8. Diseño en cuatro etapas (PSU- πps , SSU- πps , TSU-Se releva cluster entero con una sola persona por hogar a través de Método de Kish)	70
2.9. Diseño en tres etapas (PSU-PPS, SSU-PPS, TSU-Marco de lista de personas selección Método de Kish)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	70
2.10. Representación de la muestra seleccionada y el conjunto de respuesta, vistos como subconjuntos del marco muestral(adaptado de Särndal y Lundström (2007))	87
4.1. Distribución empírica del peso y talla por sexo	125
4.2. Gráfico de cajas para peso y talla por sexo	126
4.3. Identificación de puntos anómalos de peso y talla	127
4.4. Distribución de variables bioquímicas, con pesos muestrales originales	129
4.5. Relación entre pesos muestrales originales y calibrados	132
4.6. Relación entre pesos muestrales originales y posestratificados	133
4.7. Distribución de los pesos muestrales originales y posestratificados	134

4.8. Distribución de ponderadores por sexo	140
B.1. Módulo de preguntas demográficas del cuestionario STEPS paso 1(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	170
B.2. Módulo de preguntas demográficas del cuestionario STEPS paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	171
B.3. Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	172
B.4. Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	173
B.5. Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	174
B.6. Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	175
B.7. Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	176
B.8. Mediciones físicas (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual) . . .	177
B.9. Mediciones físicas (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual) . . .	178
B.10. Mediciones bioquímicas(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	179
B.11. Hoja de datos para diseminación de resultados para paso 1(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	180
B.12. Hoja de datos para diseminación de resultados para paso 2 y 3(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)	181

Índice de tablas

1.1. Tabla tetracórica 2×2 para estudio transversal o de prevalencia	24
1.2. Tabla tetracórica 2×2 para estudio de casos y controles	25
2.1. Algoritmo para método de Kish	65
2.2. Planilla I de Kish para hogar	65
2.3. Planilla I de Kish para hogar	66
2.4. Planilla II (para hogares)	66
2.5. Planilla III (Tabla de Kish resumen)	67
2.6. Personas seleccionadas en el hogar	67
2.7. Probabilidad de cobertura en función de $BR(\hat{\theta})$	74
2.8. Regla de decisión en las pruebas de hipótesis	78
2.9. Estimaciones de porcentajes de mujeres con abortos y de mujeres casadas según método de encuesta	85
2.10. Número estimado del total de abortos según método de encuesta	85
2.11. Diferentes situaciones para el uso de información auxiliar	92
4.1. Número de personas por edad según sexo en la población	115
4.2. Distribución por sexo y edad para ciudades de 10.000 o más habitantes . .	116
4.3. Porcentaje de encuestas en la muestra según estratos socioeconómicos . .	116
4.4. Nro y porcentaje de encuestas en la muestra	117
4.5. Distribución expandida de la muestra por edad y sexo	118
4.6. Tamaño de muestra alcanzado por sexo según edad	119
4.7. Porcentaje de personas por sexo según edad en la muestra	119
4.8. Variables demográficas, socioeconómicas y conductuales de paso 1	120
4.9. Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según sexo	120
4.10. Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según edad	121
4.11. Distribución (en %) de la No respuesta para paso 2 según estrato socio- económico	121
4.12. Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según Consumo diario de frutas y verduras	122
4.13. Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según nivel de actividad física	122
4.14. Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según índice de densidad calórica	123
4.15. Mediciones para paso 2 y paso 3	123
4.16. Mediciones de peso y talla según sexo y edad	124
4.17. Índice de masa corporal y perímetro de cintura por sexo	124

4.18. Mediciones de presión arterial sistólica Y diastólica según sexo y edad . .	128
4.19. Totales poblacionales por sexo y estrato geográfico de acuerdo a paso 1 de STEPS	129
4.20. Distribución marginal (en %) por sexo según estrato geográfico de acuerdo a STEPS1 con ponderadores originales	130
4.21. Distribución marginal (en %) por sexo según estrato geográfico de acuerdo a STEPS2 ponderadores originales	130
4.22. Distribución marginal (en %) por sexo según estrato geográfico con ponderadores posestratificados	131
4.23. Modelo de Respuesta para paso 2 según características demográficas . . .	135
4.24. Modelo de respuesta para paso 2 según características nutricionales . . .	136
4.25. Modelo de respuesta para paso 3 según características demográficas . . .	137
4.26. Comparación de estimaciones del peso de las personas según diferentes ponderadores	138
4.27. Comparación de estimaciones del altura de las personas según diferentes ponderadores	138
4.28. Distribución de la muestra por sexo según edad	139
4.29. Distribución porcentual de la muestra por sexo según edad	139
4.30. Prevalencia de factor de riesgo según sexo y diferentes sistemas de ponderadores	141
4.31. Prevalencia de hipertensión arterial (HTA) diagnosticada por médico, según sexo y diferentes sistemas de ponderadores	142
4.32. Prevalencia de diabetes (Diab) diagnosticada por médico, según sexo y diferentes sistemas de ponderadores	142
4.33. Hoja de datos para medidas biofísicas (paso 2) con ponderadores posestratificados	144
4.34. Hoja de datos para medidas bioquímicas (Paso 3) con ponderadores posestratificados	145
4.35. Factores de riesgo de paso 1 y 2 (Descripción)	146
4.36. Factores de riesgo (prevalencias globales y por sexo)	146
A.1. Tipo de fuente bibliográfica buscada	164

Lista de Abreviaturas

- Estudios de Casos y Controles (CC)
- Estudios de Cohorte (Coho)
- Riesgo relativo (RR)
- Odds ratio o Razón de chances (OR)
- Fracción etiológica (FE)
- Riesgo atribuible (RA)
- Ensayo clínico aleatorizado (ECA)
- Enfermedades crónicas no transmisibles (ECNT)
- Organización Mundial de la Salud (OMS)
- Banco de Previsión Social (BPS)
- Intendencia Municipal de Montevideo (IMM)
- Red de Atención Primaria de Salud Pública (RAP)
- Ministerio de Salud Pública (MSP)
- Administración Nacional de la Enseñanza Pública (ANEP)
- Instituto Nacional de Estadística (INE)
- Banco Central del Uruguay (BCU)
- Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (IESTA)
- World Health Organization (WHO)
- Control Diseases Center (CDC)
- Asociación Canadiense de Salud Pública (CPHA)
- Demographic Household Survey (DHS)
- Instituto Internacional de Estadística (ISI)
- American Statistical Association (ASA)
- National Center for Health Statistics (NCHS)

- National Ambulatory Medical Care Survey (NAMCS)
- National Hospital Ambulatory Medical Care Survey (NHAMCS)
- National Survey of Ambulatory Surgery (NSAS)
- National Nursing Home Survey (NNHS)
- National Home and Hospice Care Survey (NHHCS)
- National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES)
- National Epidemiologic Followup Study (NHEFS)
- National Health Interview Survey (NHIS)
- Department of Health and Human Services (DHHS)
- The National Survey of Family Growth (NSFG)
- National Immunization Survey (NIS)
- Encuesta Nacional de Crecimiento Familiar (NSFG)
- Longitudinal Studies of Aging (LSOAs)
- Global Tobacco Surveillance System (GTSS)
- Global Youth Tobacco Survey (GYTS)
- Global School Personnel Survey (GSPS)
- Global Health Professions Student Survey (GHPSS)
- Global Adult Tobacco Survey (GATS)
- Global School-based Student Health Survey (GSHS)
- STEP wise approach to surveillance (STEPS)
- Marco muestral (MMues)
- Población objetivo (PObj)
- No respuesta (Noresp)
- Error muestral (EMue)
- Estimador de Horvitz-Thompson π (HT)
- Efecto Diseño (Deff)

- Diseño aleatorio simple SI
- Diseño Bernoulli BE
- Diseño Muestreo Sistemático SY
- Diseño Muestreo de Poisson PO
- Diseño Muestreo con Probabilidad Proporcional al Tamaño π_{ps}
- Diseño Muestreo Estratificado ST
- Diseño Muestreo por Conglomerados SIC
- Unidad Primaria de muestreo (PSU)
- Unidad Secundaria de muestreo (SSU)
- Unidad Terciaria de muestreo (TSU)
- Método de Kish (Mkish)
- Muestro de Calidad por lotes (lqas)
- Statistical Process Control (SPC)
- Información auxiliar (IA)
- Modelo de Regresión logística (MRL)
- Vacuna contra Difteria (VD)
- Vacuna contra toxoide tetánico (VTT)
- Vacuna contra el pertusis acelular (DTaP)
- Vacuna contra la polio (VP)
- Vacuna antisarampionosa (VA)
- Vacuna para Haemophilus influenzae tipo B (Hib)
- Vacuna contra la hepatitis B (HepB)
- Vacuna contra la varicela zoster (VVZ)
- Vacuna contra neumococo conjugada (PCV)
- Vacuna para hepatitis A (HepA)
- Vacuna para influenza (FLU)

Dedico este trabajo a mi padre con quien me hubiese gustado poder compartirlo.

También a mis compañeros de estudio de la carrera de Técnico en Estadística por poder mostrar que se podía llegar, si se nos daba la oportunidad.

Por último y lo más importante el tiempo dedicado a este trabajo es tiempo que dejé de compartir con mi esposa Luisa y mis hijos Bruno y Lucía.

Agradecimientos

Cuando corresponde agradecer, el espacio nunca es suficiente y se tiene miedo de que la memoria traicione y queden personas por considerar. Este es un trabajo colectivo en el que participaron muchas personas (colegas, docentes, compañeros de trabajo y de la maestría en epidemiología, Facultad de Medicina) que fui conociendo a lo largo de varios años.

Quiero agradecer a Hugo (Dr. Dibarboure) compañero de aventuras en este asunto de terminar el posgrado, ya que si seguí en carrera fue a través de su perseverancia, pasándome a buscar por mi trabajo siempre para juntos terminar los cursos y comenzar el trabajo final. En general agradezco también al resto de los compañeros y docentes de la maestría que se acostumbraron a interactuar con alguien como yo proviniendo del mundo de los números.

A mis tutores agradezco su invaluable apoyo, ya que Claudio (Dr. Claudio Sosa) siempre se hizo tiempo para ver mis avances, y hacer sugerencias a pesar de que mucho de los aspectos que fui incorporando a la tesis no eran estrictamente epidemiológicos. A Juanjo (PhD Juan José Goyeneche), mi otro tutor, hermano mayor postizo, compañero en este viaje de casi 25 años a través de la estadística tratando de entender y ayudar a entender mejor los problemas de la salud, la economía y de otras disciplinas científicas (primero como profesor y luego como colega).

Una especial mención quiero hacer para el Dr. Luis Carlos Silva, epidemiólogo y estadístico, con quien tengo la suerte de compartir profesión y familia, autor de varios libros muy importantes, algunos de los cuales tomé como referencia fundamental para varios de los aspectos que desarrollé en este trabajo; también para los compañeros del equipo de muestreo del Instituto de Estadística (IESTA), con quien desarrollé tareas hace tiempo por permitir compartir el material didáctico y de investigación y usarlo en mi tesis de Maestría en epidemiología “Métodos de muestreo para estudios sanitarios con uso de información auxiliar ”.

Montevideo, junio 2015

Presentación de la colección Biblioteca Plural

La Universidad de la República (Udelar) es una institución compleja, que ha tenido un gran crecimiento y cambios profundos en las últimas décadas. En su seno no hay asuntos aislados ni independientes: su rico entramado obliga a verla como un todo en equilibrio.

La necesidad de cambios que se reclaman y nos reclamamos permanentemente no puede negar ni puede prescindir de los muchos aspectos positivos que por su historia, su accionar y sus resultados, la Udelar tiene a nivel nacional, regional e internacional. Esos logros son de orden institucional, ético, compromiso social, académico y es, justamente, a partir de ellos y de la inteligencia y voluntad de los universitarios que se debe impulsar la transformación.

La Udelar es hoy una institución de gran tamaño (presupuesto anual de más de cuatrocientos millones de dólares, cien mil estudiantes, cerca de diez mil puestos docentes, cerca de cinco mil egresados por año) y en extremo heterogénea. No es posible adjudicar debilidades y fortalezas a sus servicios académicos por igual.

En las últimas décadas se han dado cambios muy importantes: nuevas facultades y carreras, multiplicación de los posgrados y formaciones terciarias, un desarrollo impecable fuera del área metropolitana, un desarrollo importante de la investigación y de los vínculos de la extensión con la enseñanza, proyectos muy variados y exitosos con diversos organismos públicos, participación activa en las formas existentes de coordinación con el resto del sistema educativo. Es natural que en una institución tan grande y compleja se generen visiones contrapuestas y sea vista por muchos como una estructura que es renuente a los cambios y que, por tanto, cambia muy poco.

Por ello es necesario:

- a. Generar condiciones para incrementar la confianza en la seriedad y las virtudes de la institución, en particular mediante el firme apoyo a la creación de conocimiento avanzado y la enseñanza de calidad y la plena autonomía de los poderes políticos.
- b. Tomar en cuenta las necesidades sociales y productivas al concebir las formaciones terciarias y superiores y buscar para ellas soluciones superadoras que reconozcan que la Udelar no es ni debe ser la única institución a cargo de ellas.
- c. Buscar nuevas formas de participación democrática, del irrestricto ejercicio de la crítica y la autocritica y del libre funcionamiento gremial.

El anterior rector, Rodrigo Arocena, en la presentación de esta colección, incluyó las siguientes palabras que comparto enteramente y que complementan adecuadamente esta presentación de la colección Biblioteca Plural de la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC), en la que se publican trabajos de muy diversa índole y finalidades:

“La Universidad de la República promueve la investigación en el conjunto de las tecnologías, las ciencias, las humanidades y las artes. Contribuye, así, a la creación de cultura; esta se manifiesta en la vocación por conocer, hacer y expresarse de maneras nuevas y variadas, cultivando a la vez la originalidad, la tenacidad y el respeto por la diversidad; ello caracteriza a la investigación - a la mejor investigación - que es, pues, una de la grandes manifestaciones de la creatividad humana.

Investigación de creciente calidad en todos los campos, ligada a la expansión de la cultura, la mejora de la enseñanza y el uso socialmente útil del conocimiento: todo ello exige pluralismo. Bien escogido está el título de la colección a la que este libro hace su aporte.”

Roberto Markarian
Rector de la Universidad de la República
Mayo, 2015

Parte I

Metodología

Los estudios sanitarios

1.1. Introducción

Existe en el ámbito de la Salud pública generalmente la necesidad de conocer en profundidad los problemas de salud y las características de las poblaciones en las que se pretende intervenir para mejorar, lo que hace que sea necesario por lo menos tener una idea de la situación de partida. Este proceso se hace con la ayuda de la epidemiología, que se basa en el método científico, que precisa disponer de información, que no es otra cosa que una transformación de los datos, para darles un significado y una utilidad, aspecto que se logra ordenando y sistematizando la información. Por lo tanto, en ese proceso de sistematización para tener un sistema de información sanitaria es necesario identificar todas las fuentes de datos disponibles y las que necesariamente se deberán crear (al no existir) para tener un conocimiento exhaustivo de la realidad.

Tal como plantea por ejemplo, Ramis en el libro Salud Pública (Oriol, 1997) en el capítulo 8, existen diferentes fuentes de datos que se pueden resumir como:

- estadísticas vitales (que tiene que ver con los nacimientos y defunciones que se producen en una población);
- registros de problemas específicos de salud, tales como los registros de cáncer (que son registros de base poblacional), que permiten entre otras cosas establecer la incidencia de la enfermedad;
- registros de enfermedades de etiología infecciosa, con notificación obligatoria en los que se basan los sistemas de vigilancia epidemiológica;
- otros registros de población de personas que padecen patologías crónicas como diabetes, enfermedad renal, cardiopatías.

Como se ve, este primer grupo de fuentes de datos está basado en el registro de las enfermedades; sin embargo, existe otro grupo muy importante que surge a partir de las actuaciones administrativas de los servicios sanitarios.

Otro mecanismo de generación de una masa de datos muy importante es el que surge con los CMBD (conjunto mínimo básico de datos, usado para la gestión de los egresos hospitalarios), donde se clasifican en forma protocolizada las enfermedades y los procedimientos diagnósticos a través de la CIE10 (décima versión de la Clasificación Internacional de las Enfermedades) <http://www.who.int/classifications/en/> (A través de la

CIE10 se puede hacer el análisis de la situación sanitaria general de los grupos de población y el seguimiento de la incidencia y prevalencia de enfermedades y otros problemas de salud en relación con otras variables como las características y circunstancias de las personas afectadas, pudiendo mejorar la asignación de recursos).

Cuando la información que el epidemiólogo necesita no está disponible a través de algunas de las fuentes antes mencionadas, se debe recurrir a diferentes mecanismos de generación, que se presentan a continuación. Para tratar de ser exhaustivos se deben considerar diferentes clasificaciones, que abundan en la literatura epidemiológica y de la salud pública, por lo que se toman algunas que aparecen en el libro *Foundations of Epidemiology* (Lilienfeld y Lilienfeld, 1980) y en los capítulos 9 al 14 del libro *Salud Pública* (Martínez et al., 1997).

1.2. Diferentes tipos de estudios sanitarios

Existen varias formas de clasificar los estudios, dependiendo de dos aspectos

- la forma de selección de los individuos;
- el manejo del tiempo en la evaluación de los resultados.

En realidad esta categorización no establece dos categorías disjuntas, sino, por el contrario, aspectos que son complementarios y que metodológicamente se combinan como se verá mas adelante

1.2.1. Clasificación de acuerdo a la asignación de individuos

Siguiendo la clasificación de Lilienfeld (Lilienfeld y Lilienfeld, 1980) en cuanto a la asignación de los individuos aparecen los estudios de tipo controlados, donde se tienen los estudios experimentales o del tipo no controlado en el que aparecen los estudios observacionales. Dentro de los observacionales se van a tener los de prevalencia, los de casos y controles y los de cohortes, dependiendo si al muestrear se tiene en cuenta la enfermedad, efecto, exposición o ninguna de estas características.

Estudios de prevalencia

Siguiendo la definición de Roca y Muñoz (Martínez et al., 1997) este tipo de estudio, que lo identifican como de corte transversal, es usualmente usado para medir la frecuencia de alguna variable en un momento dado, lo que permite medir la prevalencia. Una característica de estos estudios es el tipo de muestreo empleado tal como refiere (Fleiss, 1981) clasificándolos como de tipo I, ya que a diferencia de otros diseños de estudios, los individuos participantes son seleccionados, sin conocer si poseen o no la característica que se desea evaluar. En los individuos estudiados se releva información de otras variables (de tipo conductuales, biológicas, de exposición) y este diseño tiene la ventaja de que si se usa con muestreo adecuado (que en el capítulo que sigue se presenta) permite medir

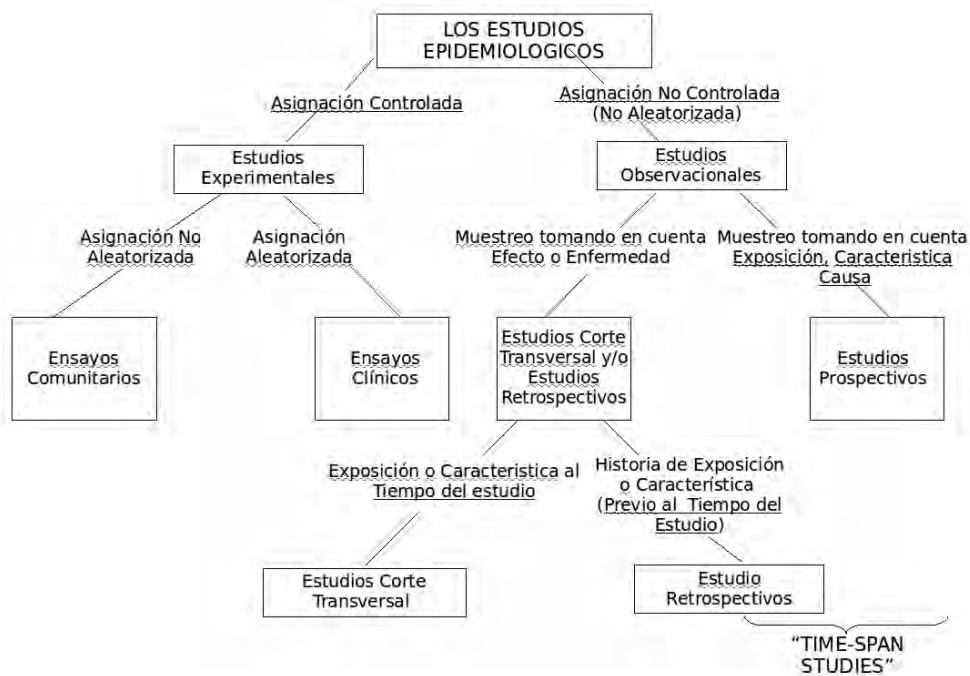


Figura 1.1: Mapa de tipos de estudios epidemiológicos

valores representativos de la población, con una ventaja adicional sobre los estudios de casos y controles y de los de cohorte al permitir evaluar:

- la probabilidad de presentar la exposición dado que tiene la enfermedad;
- la probabilidad de presentar la enfermedad dado que estuvo expuesto a un factor.

Además permite el estudio de más de una enfermedad (en los estudios de (CC) solo se estudia una sola) y se pueden hacer en un período más corto con el consiguiente ahorro de dinero y recursos humanos. Como desventaja este tipo de estudio miden la prevalencia y consideran por lo tanto solo los casos prevalentes, que no son representativos de todos los casos producidos en una población y donde además no se puede tener en cuenta la correcta secuencia temporal de los fenómenos estudiados, lo que impide establecer si un determinado factor estaba presente antes de la aparición de la enfermedad, dejando entonces la duda de si la variable que se pretende asociar con la enfermedad en estudio es un factor de riesgo o es consecuencia de la enfermedad. Una segunda limitación de este tipo de estudio es que no se pueden separar las variables que se desempeñan como factores de riesgo (actuarían como causas) de las variables que ofician como factores pronósticos y que influyen en la duración de la enfermedad. El cuadro que sigue permite ver cual sería la forma de evaluar la asociación entre la exposición y la enfermedad, recibe el nombre de tabla tetracórica.

	Enfermedad (+)	Enfermedad (-)	Total
Exposición (+)	a	b	$a + b = n_{x+}$
Exposición (-)	c	d	$c + d = n_{x-}$
Total	$a + c = n_{E+}$	$b + d = n_{E-}$	$a + b + c + d = n$

Tabla 1.1: Tabla tetracórica 2 * 2 para estudio transversal o de prevalencia

Esta tabla es muy útil ya que permite evaluar la estimación puntual de la prevalencia y admite una doble lectura en sentido vertical y horizontal. Como los otros estudios de casos y controles y los de cohorte partiendo de un muestreo aleatorio se puede controlar el tamaño de muestra necesario para poder evaluar asociaciones entre variables con determinados márgenes de error ϵ , nivel de significación α y potencia estadística $1 - \beta$.

Estudios de casos y controles

Este tipo de estudio es ampliamente usado en epidemiología y se caracteriza por seguir una estrategia retrospectiva, tal como aparece en la figura 1.2. El investigador selecciona individuos clasificándolos en dos grupos, uno donde están los que presentan la enfermedad en estudio y el otro donde están los individuos libres de esta y compara, tal como dice González (González, 1997), la frecuencia precedente de exposición en ambos grupos.

	Exposición (+)	Exposición (-)	Total
CASOS (Enfermedad (+))	a	b	$a + b = n_1$
CONTROLES (Enfermedad (-))	c	d	$c + d = n_2$
Total	$a + c = m_1$	$b + d = m_2$	$a + b + c + d = N$

Tabla 1.2: Tabla tetracórica 2 * 2 para estudio de casos y controles

En este tipo de estudio son fundamentales las fuentes y los métodos de selección de los casos y de los controles y a su vez la definición de casos (que pueden depender de la sensibilidad y especificidad de los criterios diagnósticos usados). Por último, hay que destacar que siempre la cuestión de cómo seleccionar los controles, es de las más difíciles y no existen criterios que sirvan para todas las situaciones. Para la evaluación del efecto se puede recurrir a medidas relativas como el Riesgo Relativo (RR) que expresa la razón de tasas de incidencia entre expuestos y no expuestos, o usar el Odds Ratio (OR) $\frac{a*d}{b*c}$ como un buen estimador del (RR) para enfermedades cuya duración no está asociada a la exposición. Como medida absoluta puede usarse la fracción etiológica (FE), que representa el número de casos atribuibles a la exposición, donde $FE = \frac{(OR-1)}{OR} P_1$ y P_1 representa la proporción de casos expuestos en el estudio (Miettinen, 1974).

En este tipo de estudio al igual que para los estudios de prevalencia puede hacerse un análisis estratificado por algún factor para controlar los factores de confusión y ver cómo impacta, en el efecto, la presencia o ausencia de la variable por la que se estratifica. Es equivalente a hacer un análisis multivariado, considerando el efecto como variable explicada a partir de las demás variables que son las que se controlan y que se desempeñan como explicativas.

Estudios de cohortes

En este tipo de estudios se puede ver como aparece en la figura 1.2 que el investigador procede en forma prospectiva, para evaluar la ocurrencia de un evento en determinado período de seguimiento frente a la ausencia o presencia de determinada característica o factor de exposición (Nieto-García, 1997). En este caso si se puede recurrir al (RR) para evaluar la fuerza de la asociación entre exposición y evento, y al riesgo atribuible (RA) que mide la diferencia de riesgos entre expuestos y no expuestos. Al igual que en los estudios de prevalencia y de casos y controles se puede hacer un análisis univariado y multivariado.

Estudios experimentales

Los estudios experimentales a diferencia de los de prevalencia, casos y controles y los de cohorte, que son de tipo observacional, son los que permiten al salubrista y epidemiólogo estudiar las relaciones causa-efecto (Rothman y Greenland, 1998), ya que se pueden modificar las condiciones en las que se desarrollan los estudios. Cuando los estudios

experimentales se hacen en humanos reciben el nombre de ensayos clínicos aleatorizados (ECA), donde aparecen los ensayos clínicos terapéuticos, los ensayos preventivos (usados en salud pública por ejemplo para la prevención de ECNT) y los ensayos comunitarios, donde la unidad de selección no es el individuo, sino un conjunto de ellos que los nuclea, como pueden ser la familia, la fábrica, centro de estudios, etc (Rothman y Greenland, 1998) (Lilienfeld y Lilienfeld, 1980).

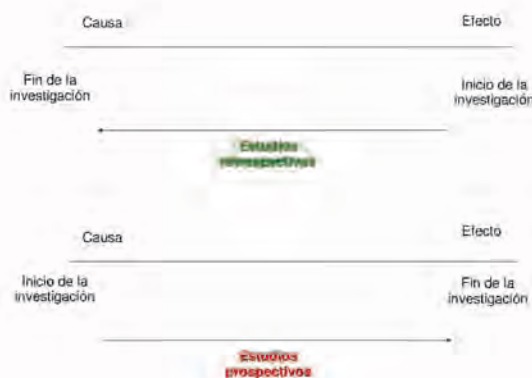


Figura 1.2: Secuencia temporal en los estudios

1.2.2. Clasificación de acuerdo al manejo del tiempo

Esta segunda clasificación toma en cuenta cómo se posiciona el epidemiólogo con respecto al tiempo, ya que los estudios de corte transversal, suponen evaluar una situación 'congelada' en el tiempo, que se asemeja a una foto, en contraposición a los estudios longitudinales, donde el manejo del tiempo es clave. Muchas veces el fenómeno puede ser tiempo dependiente como en el análisis de sobrevivencia, o donde el tiempo está involucrado pero no se toma en cuenta, como en los estudios de cohorte, que implican seguimiento para evaluar la exposición que permite comparar situaciones, o esperar para evaluar los resultados como es el caso de los estudios experimentales.

También el epidemiólogo puede evaluar la dinámica de los procesos como se presenta en la sección 1.3.2.

1.3. Las encuestas de salud

Se va a considerar a la encuesta como un tipo estudio donde el mecanismo para la generación de información es la aplicación de un cuestionario sobre los individuos, ya que la información no puede en principio ser extraída de otra fuente de datos (como puede ser la historia clínica en el caso de los otros tipos de estudio). Nuevamente Ramis

(Oriol, 1997) refiere a las encuestas como una fuente de datos no individualizable sobre la salud de las personas para ser usada en la medición de esta, en la utilización de los servicios sanitarios, etc. Desde el punto de vista epidemiológico y de la salud pública este mecanismo es el que va a permitir a nivel poblacional medir diferentes fenómenos, de una forma homogénea, al aplicar un cuestionario donde se releva exactamente igual a través de preguntas estándares. Además esta herramienta permite la evaluación a través de un corte transversal, al aplicarse en un momento dado del tiempo como en 1.3.1 pero puede ser pensada para ser aplicada a través del tiempo como se detalla en 1.3.2, donde aparecen algunas ventajas extras y aspectos que también deben ser tenidos en cuenta.

Otro aspecto clave es cuál es el mecanismo estadístico de selección de los individuos en las encuestas, ya que no siempre se recurre al muestreo probabilístico, con las consiguientes limitaciones en cuanto al alcance de los resultados y el error cometido. De ahora en más en este trabajo se supone que en las encuestas se está empleando algún mecanismo de muestreo aleatorio, de los cuales se hace una reseña en el capítulo 2.

1.3.1. Encuestas de corte transversal (cross-section)

En este caso la encuesta de Corte Transversal refiere al estudio en un momento dado, lo que coincide con los estudios de prevalencia, donde se podrá evaluar una serie de variables, algunas de las cuales podrán ser consideradas como dependientes (una o dos) y el resto como independientes.

1.3.2. Encuestas Longitudinales (panel data)

Las encuestas de panel se refieren a estudios basados en observaciones repetidas efectuadas sobre los mismas unidades de muestreo a lo largo del tiempo, que pueden ser personas, hogares, empresas, etc.

La medición periódica de elementos permite realizar un seguimiento de la población objetivo, logrando captar su dinámica en el tiempo, donde el objetivo de medir cambios en la población a nivel macro puede lograrse mediante la comparación de resultados de encuestas transversales (cross-section) convencionales realizadas en distintos momentos del tiempo. La justificación de la utilización de encuestas de panel radica en el interés de medir cambios individuales (o micro) en poblaciones específicas. Los resultados particulares en cada instancia de medición (estimaciones transversales) pueden ser obtenidos sin perjuicio de lo anterior y aunque no sea el objetivo principal de las encuestas de panel, son muy importantes.

Los distintos momentos del tiempo en los que las encuestas son llevadas a cabo se denominan “olas”; la duración del panel y el período entre las mismas se definen en la etapa del diseño de la encuesta.

Algunos autores como Wayne A. Fuller y Jay Breidt (Fuller y Braid, 1999) distinguen tres variaciones de panel: panel puro, panel rotativo, panel suplementado. El panel puro es aquel en que las mismas unidades son observadas en distintos momentos del tiempo. La

muestra es extraída por única vez al inicio del estudio y todas las unidades seleccionadas serán observadas a lo largo de la duración del panel; una unidad que no fue seleccionada al principio nunca pertenecerá al panel. Esta metodología es aplicada en la SIPP (Survey of Income and Program Participation) llevada a cabo por el Bureau of Census donde se coleccionan los datos de una primera y única muestra de hogares durante 8 períodos. En el panel rotativo o encuesta de rotación una unidad es observada en un conjunto parcial de momentos, pero no se observa en el resto del estudio. Varios ejemplos en los que se especifica este patrón de observación son encuestas mensuales llevadas a cabo por el Bureau of Census <http://www.census.gov/cps/>: CPS (US Current Population Survey), entre otras. En la CPS la muestra original de hogares es dividida en 8 submuestras llamadas grupos de rotación. Cada mes un grupo de rotación se introduce en el estudio, se entrevista durante 4 meses consecutivos y se descarta temporalmente durante 8 meses y de esta manera 2 meses consecutivos comparten siempre el 75 % de la muestra. El uso de este procedimiento en estudios mensuales (u otros estudios de carácter muy repetitivo) se basa en las ventajas que ofrece frente a métodos no rotativos: se evita sobrecargar a los respondentes logrando obtener mayor tasa de respuesta (las encuestas repetitivas tienen la característica de aburrir a los entrevistados causando abandono del panel por parte de ellos, lo que introduce un sesgo que se conoce como sesgo de abandono o attrition bias).

En los paneles uplementados (Split Panels) la muestra original de individuos se observa en todos los momentos, y además se observan otros individuos en algunos momentos particulares llamados individuos adicionales o suplementarios. Un ejemplo es el Erotion Update Study llevado a cabo por el Departamento de Agricultura de Estados Unidos. En ciertos períodos a la muestra original de 3000 segmentos de tierra se le adicionan 1000 unidades de más de muestreo.

1.3.3. Diferentes etapas de una encuesta de Salud

Los estudios sanitarios mediante encuestas pueden dividirse en diferentes etapas, para lo que se propone una posible clasificación o enumeración:

- Elaboración de los cuestionarios. Dependiendo de cada situación pueden aplicarse más de un cuestionario o instrumento, sea porque las unidades a ser encuestadas son de diferente naturaleza (personas, hogares, personas de diferentes características demográficas como edad, sexo o etnia), que necesitan diferentes instrumentos de recolección. A su vez pueden aplicarse con una estructura modular diferentes cuestionarios ya que la población bajo estudio admite diferentes niveles de profundidad, aspectos que en general están muy relacionados a la capacidad de acceso a la información;
- Diseño muestral y metodología de Muestreo. En esta etapa se debe decidir cuál será el mecanismo de recolección de la información, si corresponde o no aplicar muestreo probabilístico y el diseño a usar para luego considerar en la etapa de análisis;

- **Planificación.** En esta etapa donde se debe aplicar el instrumental de las ciencias de la administración, se hará la asignación de recursos humanos y logísticos para poder optimizar los resultados. Con el uso de una matriz programática y con indicadores de resultados y de gestión se podrá monitorear permanentemente el avance de la encuesta.
- **El calendario o cronograma** es la etapa crucial que permitirá al epidemiólogo terminar la planificación y decidir cómo y en qué lapso puede realizarse la encuesta. Deben usarse herramientas como el diagrama de Gantt, los métodos CPM, programación por camino crítico y otros tomados de la disciplina investigación operativa;
- **Redacción de manuales.** Toda la tarea debe de estar documentada, a través de manuales, donde está claramente estipulado qué deben hacer los diferentes integrantes del equipo de encuestas. A su vez el o los cuestionarios deben tener manuales de cómo completar cada una de las preguntas, ofreciendo una solución sistemática a la casuística que puede presentarse, como proceder frente a la no respuesta. Para eso deben existir manuales de encuestadores, de supervisores, del plan de consistencia de la información;
- **Redacción de consentimientos informados;**
- **Prueba piloto** (en la sección 1.3.4 se detalla);
- **Software de captura de datos.** Los datos pueden ser recolectados a través de muchos mecanismos, que han variado con el avance de la tecnología, donde se pueden usar cuestionarios en papel, o usar cuestionarios electrónicos. El uso de cuestionarios en papel en forma convencional exige el posterior uso de programas de digitación “inteligentes” que facilitan la tarea de control de calidad corrigiendo los errores que no hayan sido captados en la crítica manual, haciendo verificaciones, controles de rango y consistencia interna de las preguntas. Para eso existen diferentes alternativas desde usar herramientas a medidas, usar paquetes informáticos específicos. Si se opta por escaneado (OCR), la captura es a través de software de reconocimiento óptico; la otra alternativa es aplicar cuestionarios electrónicos usando dispositivos del tipo pda o handheld;
- **Recolección de datos;**
- **Elaboración del plan de cuadros;**
- **Consistencia (Depuración de la información) Doble digitación;**
- **Procesamiento y reporte preliminar-análisis de la Información;**
- **Procesamiento definitivo;**
- **Redacción informe final-publicación;**

- Disseminación de los resultados.

1.3.4. Realización de la prueba piloto

Antes de ejecutar la encuesta, es imprescindible realizar una prueba piloto de todo el proceso de recolección de datos, aplicándolo sobre un número limitado de personas para poder probar cómo funcionan todos los aspectos de la encuesta. Para eso se presentan de forma resumida los diferentes tópicos que sugiere el manual de la STEPS (World Health Organization, 2006):

- El acercamiento a posibles participantes;
- La obtención de citas para la recolección de datos;
- La preparación y el establecimiento del lugar;
- La recolección de todos los datos necesarios;
- La identificación de los participantes que pueden necesitar seguimiento;
- La doble introducción de datos, como mecanismo de control de calidad.

En condiciones ideales, la prueba piloto deberá realizarse una vez que se tiene pronta una versión casi definitiva del instrumento (cuestionario o conjunto de cuestionarios) y los otros materiales de la entrevista están preparados. Es deseable que se realice después del reclutamiento y de la capacitación del personal de recogida de datos, para que los entrevistadores capacitados puedan colaborar durante el estudio piloto. Esto asegurará la uniformidad de los entrevistadores y examinará la aptitud de los entrevistadores antes de la encuesta principal. Un aspecto muy importante en esta etapa es que la prueba se haga sobre una muestra con un tamaño no muy grande, en general no se espera que sea aleatoria sino por conveniencia, ya que lo más relevante es que en ese ejercicio se logre aplicar sobre una gran diversidad de situaciones. Si por ejemplo temas como la edad, el sexo y el ámbito geográfico son variables que se precisan controlar (a través del diseño muestral, por ejemplo estratificado, que se presenta en detalle en la sección 2.4.10) es fundamental que se logre probar en un número reducido, donde estén contemplados las combinaciones de esas variables (haciendo la prueba piloto con casos en todos los estratos). El tamaño que se precisa en la prueba piloto es variable pero puede oscilar entre veinte y cien casos, dependiendo de la complejidad del instrumento. Puede ser a su vez muy útil y recomendable tratar de que participen personas con niveles dispares de educación y de una gama variada de grupos socioeconómicos.

Como forma de asegurarse que se pueden lograr los objetivos de la encuesta, siempre teniendo en cuenta las recomendaciones del manual de STEPS (World Health Organization, 2006), un resumen de la serie de pasos a seguir en la prueba piloto puede ser:

- Explicar brevemente la finalidad y los objetivos de la encuesta;
- Explicar brevemente la finalidad de la realización de la prueba piloto;
- Conseguir que cada participante lea y firme los formularios de consentimiento necesarios;
- Registrar tiempo de relevamiento (hora de inicio-de finalización);
- Registrar observaciones al final de cada entrevista, preguntando al participante cómo se sintió .

Es importante saber si el encuestado se sintió incómodo con alguna de las preguntas, y si realmente pudo comprender todas las palabras. A su vez existen preguntas vinculadas más a la opinión de ellos con respecto a la encuesta, de cómo por ejemplo podrían hacerse más claras las preguntas, y lo más importante, de que otra manera se podría mejorar esta encuesta o que pregunta faltó considerar. Toda esa información que surge de las preguntas y respuestas de los participantes es muy útil que se sistematice en un único informe, para facilitar la tarea de adaptación y perfeccionamiento del instrumento.

1.4. Revisión de los diferentes estudios sanitarios que usan muestreo probabilístico

En esta sección se presentan en forma detallada algunas experiencias de estudios sanitarios puntuales o periódicos hechos a nivel internacional y a nivel local, contemplando de esa manera un panorama que se pretende sea lo suficientemente abarcativo, sabiendo que es muy difícil ser exhaustivo, ya que existen estudios que se han llevado a cabo pero no están accesibles por no haber sido publicados (sesgo de publicación), y otros que son tardíamente reportados (sesgo de retraso). Para eso se presenta previamente cómo se hizo la búsqueda.

1.4.1. Estrategia de búsqueda

Ya se vió en la sección 1.3.3 en qué consiste una encuesta de salud y en qué se diferencia del resto de los diseños de estudios usados en epidemiología, por lo cual se hará énfasis en la búsqueda de los antecedentes de las encuestas de salud (dejando de lado los otros diseños, para luego retomarlos en la sección 2.4 y ver cómo se adecuan con el muestreo probabilístico); en esta búsqueda se combinan diferentes fuentes con un enfoque gradualista partiendo en primera instancia de:

- revisión sistemática con Scielo, Lilacs, Pubmed como primeras base de datos 'sanitarias' buscando las diferentes publicaciones para detectar las encuestas de base poblacional;

- búsqueda en Cochrane <http://www.cochrane.org/index.htm> (donde se presume van a existir más, ensayos clínicos aleatorizados (ECAs) o estudios analíticos que, en general, rara vez son mediante muestreo probabilístico complejo) aspecto que se define en el capítulo 2;
- búsqueda de estudios puntuales o permanentes de las agencias sanitarias internacionales o regionales, como la WHO, CDC, DHS, Bureau of Census, Statistics Canada, Statistics Sweden, ines nacionales o bureaux de estadísticas y sus respectivas contrapartes, como es el caso de México (institutos o agencias de investigación donde se terceriza esa actividad);
- publicaciones estadísticas (existen varias revistas dedicadas a los temas de encuestas, Survey Methodology, The Statistician, revistas del Instituto Internacional de Estadística (ISI), varias proceedings de la American Statistical Association,(ASA).

El motivo de esta estrategia es que todas esas fuentes de información forman lo que se podría llamar un marco muestral de los diferentes tipos de estudios sanitarios mediante la técnica de encuestas (más adelante aparece lo que se considera como marco muestral) y que no es el que habitualmente consultan una gran parte de los investigadores en salud pública o epidemiología. A priori se tiene la percepción de que la fuente de datos consultada (un marco muestral que es imperfecto e incompleto) sería la que está formada solo por los estudios que aparecen en las publicaciones especializadas y donde las encuestas por muestreo probabilístico son ejemplos muy pocos frecuentes y por lo tanto podría ser ese el motivo de porqué se usan poco. En función de eso se espera poder hacer una recomendación de cuáles son las fuentes complementarias a consultar y, por otro lado, tratar de que los estudios mediante muestreo probabilístico se difundan y se publiquen.

Los límites asignados para la búsqueda (temporales y fuentes de publicación) son:

- de enero de 1992 a agosto de 2009 (esta decisión fue hecha tomando como referencia la fecha de publicación del libro de Model Assisted Survey Sampling (Särndal et al., 1992), en el que se basa buena parte del desarrollo teórico de todo este trabajo y que aparece en profundidad en el capítulo 2;
- referencias que tuvieran la publicación disponible en formato libre (free access).

Finalmente en la búsqueda se toman en cuenta las encuestas de salud y no los restantes tipos de estudios sanitarios (ya que están suficientemente detectados y estudiados los problemas de sesgos que tienen implícitos) (Geneletti et al., 2009).

1.4.2. Experiencia en EE.UU

Se toma en cuenta el trabajo que lleva adelante el CDC a través de la National Center for Health Statistics (NCHS) que es la división encargada de la mayoría de los estudios y encuestas puntuales y periódicas de base poblacional en EEUU. Se puede decir que el NCHS tiene esencialmente 2 sistemas de datos:

- sistemas basados en poblaciones, que contienen datos recolectados a través de entrevistas o exámenes físicos;
- sistemas basados en registros que contienen datos recolectados a través de registros vitales o médicos.

A su vez se puede clasificar las encuestas del NCHS como encuestas ambulatorias donde están por ejemplo la National Ambulatory Medical Care Survey (NAMCS) que es una encuesta nacional en consultorios particulares, la National Hospital Ambulatory Medical Care Survey (NHAMCS) realizada en los Departamentos de Emergencia de los hospitales a nivel nacional, la National Survey of Ambulatory Surgery (NSAS), encuesta de Cirugía Ambulatoria a nivel nacional y por último la National Hospital Discharge Survey (NHDS) orientada a los ingresos y egresos hospitalarios.

Se tiene por otra parte las encuestas vinculadas a los Cuidados de Largo plazo (Long-term care) como son la National Nursing Home Survey (NNHS) de enfermería a domicilio de pacientes crónicos, la de efectores National Home and Hospice Care Survey (NHHCS).

Con una perspectiva diferente se pueden encontrar encuestas periódicas de base poblacional, como la que nuclea la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) formada por diferentes módulos como la Continuous NHANES, NHANES I, NHANES II, NHANES III, NHANES, el Epidemiologic Follow-up Study (NHEFS), y la Hispanic HANES.

La Encuesta Nacional de Salud (The National Health Interview Survey (NHIS)) es la principal fuente de información sobre salud para la población no institucionalizada de EEUU, creada en 1956 y generando de esa manera el banco de datos más grande con respecto a la distribución de las enfermedades y de las incapacidades de la población.

Los datos de la NHIS son ampliamente usados por el departamento de Salud y Servicios Humanos (Department of Health and Human Services (DHHS)) para monitorear las tendencias de enfermedades y discapacidades, para planificar los objetivos nacionales en salud, siendo a su vez una fuente de información excelente para la comunidad de investigación, para el análisis epidemiológico y de políticas de salud, caracterizando las barreras de acceso y la evaluación de los programas federales.

A su vez la NHIS juega un papel central al brindar su marco muestral (ver la sección 2.2) para la encuesta de hogares que se aplica en la DHHS, The National Survey of Family Growth (NSFG) en las primeros 5 ondas y para la Medical Expenditure Panel Survey; a su vez se relacionan los datos de la NHIS a los certificados de defunción de la National Death Index (NDI).

Al ser una encuesta que se implementa desde 1957, el contenido de esta se actualiza cada 10 o 15 años teniendo como propósito principal monitorear la salud de la población de USA, vinculándola a las características demográficas y socioeconómicas, cubriendo solo una parte de la población civil al dejar de lado segmentos de ella, como son los pacientes crónicos, personas en actividad en la fuerzas armadas o personas en prisión.

La NHIS es una encuesta de corte transversal con entrevistas personales, con un diseño muestral probabilístico polietápico (ver sección 2.1) relevado en forma continua anualmente, permitiendo tener una muestra representativa (ver sección 2.2.2) de hogares y de grupos no institucionalizados (por ejemplo, residencias estudiantiles), diseño que se actualiza con posterioridad a los censos de población; es el que está vigente el correspondiente al 2006.

La Encuesta Nacional de Inmunización (NIS) que depende del Centro Nacional de Inmunizaciones y de Enfermedades Respiratorias (NCIRD) y del NCHS, es una encuesta telefónica a través de una muestra aleatoria de lista, que se complementa con una encuesta postal a los efectores que realizan la inmunización en niños, que comenzó en abril 1994, para monitorear la cobertura de vacunación en una población objetivo de niños del tramo de edad - diecinueve a treinta y cinco - meses que viven en USA. Los datos generados permiten calcular tasas de cobertura vacunal para todo el país y para cada uno de los 78 Planes de Acción de Inmunización (50 estados, el distrito de Columbia, y 27 áreas urbanas grandes). Las estimaciones de las tasas y el número de dosis contempla las vacunas para la difteria (VD), toxoide tetánico (VTT), vacuna contra el pertusis acelular (DTaP), vacuna contra la polio (VP), vacuna antisarampionosa (VA), *Haemophilus influenzae* type b (Hib), vacuna contra la hepatitis B (HepB), vacuna contra la varicela zoster (VVZ), vacuna contra neumococo conjugada (PCV), vacuna hepatitis A (HepA), y vacuna para influenza (FLU).

La National Survey of Family Growth (NSFG) (Encuesta Nacional de Crecimiento Familiar) provee información acerca de la vida familiar, casamiento y divorcio, embarazo, infertilidad, uso de métodos anticonceptivos y salud de hombres y mujeres. Los resultados de la encuesta son usados por el Departamento de Salud y Servicios Humanos para planificar los servicios sanitarios y los programas de educación en salud, y para poder estudiar desde el punto de vista estadístico a la familia, la fertilidad, y la salud.

La Longitudinal Studies of Aging (LSOA) (Estudio Longitudinal en Edad) es un proyecto entre el NCHS y el Instituto Nacional de Edad (NIA) y consiste en un estudio de varias cohortes de personas de 70 años y más, diseñado para evaluar los cambios en salud, estado funcional, condiciones de vida, y utilización de servicios de salud, (1984 Supplement on Aging (SOA), 1984-1990 Longitudinal Study of Aging (LSOA), 1994 Second Supplement on Aging (SOA II), 1994-2000 Second Longitudinal Study of Aging (LSOA II)).

1.4.3. Encuestas Internacionales que dependen del CDC

Existen a su vez una serie de encuestas que se aplican a nivel internacional, dependientes mayoritariamente del CDC y de otras agencias sanitarias como la Organización Mundial de la Salud (OMS), la Asociación Canadiense de Salud Pública (CPHA), que impulsan un sistema de vigilancia en tabaco, el Global Tobacco Surveillance System (GTSS), enfocado sobre tabaco desde 1999. El GTSS incluye encuestas del ámbito li-

ceal y también de encuestas de hogares, como son la Global Youth Tobacco Survey (GYTS), Global School Personnel Survey (GSPS), Global Health Professions Student Survey (GHPSS) y la Global Adult Tobacco Survey (GATS). Por otra parte, existe una encuesta que técnicamente depende del CDC, impulsada por la OMS, llamada Global School-based Student Health Survey (GSHS).

La Encuesta Global de Tabaco en la Juventud (GYTS) es una encuesta en centros de estudios públicos y privados, con población objetivo de jóvenes de 13 a 15 años en la que se usa diseño de muestreo multietápico con probabilidad proporcional al tamaño $\pi - ps$ de cada centro, selección aleatoria de los grupos, formulario autoadministrado, con un módulo principal, con datos a nivel país que pueden ser estratificados a nivel regional.

La Encuesta Global de estudiantes de la Salud (GHPSS) es una encuesta de centros de estudios de nivel terciario del área de la salud (odontología, medicina, enfermería y farmacia) con un diseño de muestreo multietápico con probabilidad proporcional al tamaño $\pi - ps$ de cada centro, selección aleatoria de los grupos, mediante la aplicación de un cuestionario autoadministrado para evaluar aspectos demográficos, prevalencia de consumo de tabaco y otros usos de tabaco, conocimientos y actitudes acerca de uso de tabaco, exposición al humo de tabaco, deseo de dejar de fumar, y consejo recibido para dejar de fumar.

La Encuesta Global de Tabaco en Adultos (GATS), iniciada en Febrero 2007, con el apoyo financiero de la fundación Bloomberg Philanthropies está diseñada para producir estimaciones nacionales, y subnacionales en uso de tabaco, exposición al tabaco pasivo, intentos de dejar de fumar e indirectamente medir el impacto del control de tabaco y las medidas preventivas, para poder evaluar la capacidad de los países de diseñar, implementar, y evaluar el control de tabaco y los programas preventivos. Esto se hace a través de una encuesta de hogares para personas no-institutionalizadas, hombres y mujeres de 15 años y más, con la aplicación de un cuestionario estándar principal con una entrevista cara a cara, usando sistema electrónico de recolección de datos (uso de pda /handhelds). El diseño de muestreo es multietápico por conglomerados de hogares seleccionados en forma proporcional al tamaño $\pi - ps$.

La Encuesta Global de Trabajadores Escolares (GSPS), iniciada en 2000 sirve para recolectar información de uso de tabaco, conocimiento y actitudes hacia el tabaco del personal de las escuelas, las políticas de control en los centros de estudios, y entrenamientos y materiales disponibles para implementar la prevención y el control de tabaco.

Los centros de estudios elegibles son los mismos que para la GYTS, siendo todo el personal eligible, con la aplicación de un cuestionario autoadministrado, voluntario.

La Encuesta Global de Salud en jóvenes (GSHS) tiene como propósito proveer datos acerca de los hábitos de salud y factores protectores en estudiantes de 13 a 15 años, para poder establecer prioridades, distribuir recursos para salud escolar y permitir hacer comparaciones entre países.

A su vez establecer tendencias en uso de alcohol, hábitos de dietas, uso de drogas, salud mental, actividad física, conductas sexuales, uso de tabaco, violencia y lesiones no intencionales.

1.4.4. Experiencia internacional de la OMS

Uno de los estudios sanitarios más importantes que depende de la OMS, exclusivamente pensado para ser replicado en diferentes países, es la encuesta STEPS (STEP wise approach to surveillance), donde el abordaje planteado es relativamente simple, a través de un método estandarizado para recolectar, analizar y diseminar datos en los países miembros de la OMS. Al usar los mismos cuestionarios y protocolos, todos los países pueden usar la información no solamente para monitorear tendencias dentro del país, sino también para hacer comparaciones entre países. Esto permite la recolección de pequeñas cantidades de información muy útiles en forma continua y regular. Al momento existen 2 sistemas primarios STEPS de vigilancia, el STEPwise approach to Stroke surveillance y el STEPwise approach to risk factor surveillance.

El diseño STEPS STROKE SURVEILLANCE identifica 3 grupos de pacientes con stroke que constituyen la carga de stroke en cualquier comunidad o población.

En la sección 1.4.6 se presenta de forma detallada los motivos y alcances de la encuesta STEPS desde el punto de vista epidemiológico.

1.4.5. Experiencia nacional

Para poder tener un panorama de la experiencia en Uruguay en encuestas de base poblacional se recurre a la búsqueda de información a través de INFOBASE en <https://apps.who.int/infobase/report.aspx>

En los registros de INFOBASE existen 2 formas de buscar las encuestas sanitarias que son por país y por indicador.

Si se busca por país para Uruguay se encuentran los términos BMI/Overweight/Obesity, con 5 registros, Uso de tabaco (Tobacco use) con 25 registros y Cholesterol raised con 2 registros. Esos 3 grupos de términos están asociados a las siguientes encuestas:

- Uruguay Global School-Based Student Health Survey (GSHS): 2006, que para el caso de Uruguay es una encuesta de corte transversal, con diseño de muestreo polietápico por conglomerados, aplicada en los centros de estudios, con cuestionario autoadministrado donde no se relevan medidas antropométricas, con tamaño de muestra inicial de $n_i = 4560$, final de $n_f = 3406$ (tasa de respuesta del 75 %), llevado adelante por la Junta Nacional de Drogas de la Presidencia de la República, Uruguay. Se supone que las edades son de 10 a 12 y 16 a 18 al no estar reportadas (Junta Nacional de Drogas, 2006);
- Primera encuesta nacional de sobrepeso y obesidad (ENSO I): 2002 relevada en 1998, encuesta de corte transversal, realizada en hogares, con diseño de muestreo

estratificado proporcional, con tamaño de muestra $n = 900$, (Montevideo = 450 y otras ciudades del interior = 450 en poblaciones de 10000 personas o más), donde no figura tasa de respuesta, con cuestionario autoadministrado. En la descripción figura que la muestra es representativa de Uruguay en ámbito urbano de aproximadamente 90 % de la población. Esta encuesta releva peso y altura autorreportados, tratamiento o diagnóstico de hipertensión, diabetes autorreportada, consumo de tabaco y dislipemia (Pisabarro et al., 2002);

- Estudio sobre tabaquismo en una población de Montevideo. Encuesta de corte transversal aplicada a hogares, (1995-1998) con muestreo no probabilístico, muestra inicial de ($n_i = 2650$ y final de $n_f = 2070$ tasa de respuesta de 78 %) de personas que se atienden en la Asociación Española. (No representativa) (Bianco et al., 2002)
- Hypertension and obesity (2002) Encuesta de corte transversal aplicada a hogares en la ciudad de Minas, (1994-1995) con diseño de muestreo estratificado proporcional, ámbito urbano rural con tamaño de muestra $n = 575$, donde no se reporta tasa de respuesta, con relevamiento de datos antropométricos por personal capacitado (Díaz, 2002);
- Enfermedades cardiovasculares: (1991-1993) (Ministerio de Salud Pública) Encuesta de corte transversal en hogares llevado adelante por Programa Prioritario de Enfermedades Cardiovasculares, muestra de $n = 1243$, tasa de respuesta no reportada con muestreo no probabilístico (Ministerio de Salud Pública, 1993);
- Encuesta epidemiológica de hipertensión en Montevideo Encuesta de corte transversal aplicada en hogares con diseño de muestreo aleatorio simple, tamaño de muestra final ($n_f = 1392$). No reporta tasa de respuesta), con ámbito urbano rural en Montevideo con relevamiento de datos antropométricos por personal capacitado. (En la referencia figura 'para corregir diferencias de edad y sexo entre la muestra y la población de Montevideo con base del censo de población y viviendas de 1985, se usa el método de estandarización de Armitage P, Berry G. Statistical Methods in Medical Research; 1985)' (Bianchi, 1994);
- World Health Survey Uruguay. Encuesta de corte transversal aplicada en hogares, con ámbito urbano rural mediante diseño de muestreo polietápico por conglomerados, con cuestionario autoadministrado, con tamaño de muestra inicial de ($n_i = 2997$ con tasa de respuesta de 99.7 %). El tamaño de muestra final está definido como el número de respondentes para los cuales existe información para (sexo, edad, y la primera pregunta de cada sección del cuestionario). El tamaño de muestra de cada factor de riesgo puede variar con posterioridad a la consistencia de los datos (World Health Organization, 2003).

En la experiencia nacional antes presentada aparece a la fecha la Encuesta de factores de riesgo STEPS que se llevó a cabo en el segundo semestre de 2006 y que se referencia como 2010;

en la sección 1.4.6 se presenta la metodología de esta encuesta, ya que luego se retomará en los capítulos 3 y 4.

1.4.6. Encuesta STEPS

Justificación de la vigilancia de los factores de riesgo de enfermedades crónicas

Las enfermedades crónicas no transmisibles son la causa del 60 % de todas las defunciones en todo el mundo. En los países en desarrollo, la carga de morbilidad causada por las enfermedades crónicas está aumentando rápidamente y tendrá consecuencias sociales, económicas y sanitarias significativas. Las principales enfermedades crónicas atribuibles a los factores de riesgo más frecuentes son las cardiopatías, la diabetes, las enfermedades respiratorias crónicas, el cáncer, los accidentes cerebrovasculares (Lopez y Murray, 1996) (McQueen, 1999).

El término enfermedad no transmisible se usa para hacer la distinción entre estas afecciones y las enfermedades transmisibles o infecciosas. Para la vigilancia STEPS, se usa el término “enfermedades” haciendo hincapié en las siguientes características importantes y compartidas:

- Las epidemias tardan decenios en convertirse en plenamente establecidas (tienen su origen en edades tempranas);
- Dada su larga duración, hay muchas oportunidades para prevención;
- Requieren un método de tratamiento sistemático y a largo plazo;
- Los servicios de salud deben integrar la respuesta a estas enfermedades con la respuesta a las enfermedades infecciosas.

En la actualidad los datos existentes son contundentes respecto a que la carga de enfermedades crónicas en los países de ingresos bajos y medianos es creciente. Ya en 2002 las principales enfermedades crónicas no transmisibles representaban el 60 % de todas las defunciones y el 47 % de la carga mundial de morbilidad, con una proyección para 2020, de un ascenso al 73 % y al 60 %, respectivamente. Por otra parte, el 80 % de las muertes debidas a las enfermedades crónicas están concentradas en los países de ingresos bajos y medianos. (Organization, 2000)

La prevención primaria es la clave para control de las epidemias mundiales de enfermedades crónicas, que se basa en programas integrales y dirigidos a toda la población, donde el objetivo es evitar en lo posible estas epidemias y controlarlas lo más rápido que sea posible cuando ya estén presentes. A su vez el modelo de la prevención de las enfermedades crónicas se basa en la identificación de los principales factores de riesgo

comunes, y su prevención y control, ya que los factores de riesgo actuales son las enfermedades de un futuro próximo. Se presentan los objetivos de la vigilancia de los factores de riesgo de enfermedades crónicas y de enfermedades crónicas seleccionadas siguiendo la pauta del manual de STEPS, los que se pueden resumir como:

- Recopilar datos coherentes entre países y dentro de ellos;
- Crear instrumentos homologados para permitir comparaciones con el transcurso del tiempo, y entre países y lugares;
- Prevenir las epidemias de enfermedades crónicas antes de que ocurran;
- Predecir los números de casos futuros de enfermedades crónicas, y vigilar y evaluar las intervenciones en toda la población

Factores de riesgo seleccionados

Los factores de riesgo frecuentes y evitables son la base de la mayor parte de las enfermedades crónicas. Estos factores de riesgo de enfermedades crónicas son una de las principales causas de la carga de mortalidad y de discapacidad en todos los países, independientemente de su estado de desarrollo económico. En todo el mundo, el principal factor de riesgo es el aumento de la presión arterial; seguido del consumo de tabaco; el colesterol total elevado, acompañado de un consumo bajo de frutas y verduras. Los principales factores de riesgo representan, en conjunto, alrededor del 80 % de las defunciones por cardiopatía y accidente cerebrovascular (World Health Organization, 2006) (Law y Morris, 1998) (Organization, 2000).

¿Que se entiende por factor de riesgo para ECNT?

Es aquel atributo, característica, exposición de un individuo, que aumenta la probabilidad de contraer una enfermedad crónica no transmisible. Dentro de estos factores existen algunos que se consideran factores de riesgo conductuales propios de las conductas o hábitos de las personas y que pueden ser modificables, algunos de los cuales se identificaron en el Informe de 2002 sobre la salud en el mundo, de los cuales se presentan algunos:

- el consumo de tabaco;
- el consumo perjudicial de alcohol;
- el régimen alimentario insalubre (consumo bajo de frutas y verduras);
- la inactividad física o sedentarismo.

A su vez este mismo informe advierte sobre otro tipo de factores como lo son factores de riesgo biológicos de los que se dan algunos ejemplos:

- el sobrepeso y la obesidad;
- la presión arterial elevada;
- la glicemia elevada;
- los lípidos sanguíneos anormales y su subconjunto “ colesterol total aumentado”

A partir de este diagnóstico el sistema de vigilancia STEPS de los factores de riesgo de enfermedades crónicas incorpora estos ocho factores de riesgo conductuales y biológicos que considera como principales.

Cómo se justifica la inclusión de estos ocho principales factores de riesgo en las actividades de la vigilancia de STEPS? Porque son los que tienen la mayor repercusión sobre la mortalidad y la morbilidad de las enfermedades crónicas, y a su vez es posible la modificación mediante una prevención eficaz. Se ha demostrado que el proceso de medición de los factores de riesgo cumple con la característica de validez, pero empleando normas éticas apropiadas.

Presentación general STEPS de la OMS

El método “paso a paso”(STEPwise) de la OMS para la vigilancia STEPS es entonces el instrumento de vigilancia adoptado para los factores de riesgo de enfermedades crónicas, la morbilidad y la mortalidad específicas de las enfermedades crónicas. Esto configura un punto de acceso para que los países de ingresos bajos y medianos comiencen las actividades de vigilancia de las enfermedades crónicas. Está también diseñado para ayudar a los países a que elaboren y fortalezcan su capacidad para realizar la vigilancia.

STEPS es un proceso secuencial que comienza con la recopilación de información fundamental sobre los factores de riesgo por cuestionario; a continuación, pasa a unas mediciones físicas sencillas y, después, a una recolección más compleja de muestras de sangre para su análisis bioquímico. STEPS tiene la misma filosofía que otras encuestas de base poblacional donde se hace hincapié en que las cantidades pequeñas de datos de buena calidad tienen un mayor valor que las grandes cantidades de datos deficientes. Estos aspectos se logran con la recopilación de datos homogéneos pero admitiendo la flexibilidad para su uso en una variedad de situaciones y entornos en los países.

Para elaborar un plan de ejecución STEPS, debe definirse claramente el alcance del instrumento STEPS que se cubre. El aspecto principal del método STEP wise (paso a paso) de la OMS para la vigilancia de los factores de riesgo de enfermedades crónicas se refleja en los módulos principales del instrumento STEPS. La información central y ampliada del primer paso proporcionará datos básicos sobre los factores de riesgo conductuales. La inclusión de mediciones físicas principales y ampliadas del segundo paso proporcionará datos adicionales útiles sobre el exceso de tejidos grasos, la presión arterial elevada y la frecuencia cardíaca. La inclusión de mediciones bioquímicas del tercer paso se recomienda solo en países que están bien abastecidos y proporcionarán datos sobre los valores aumentados de glucemia y colesterol.

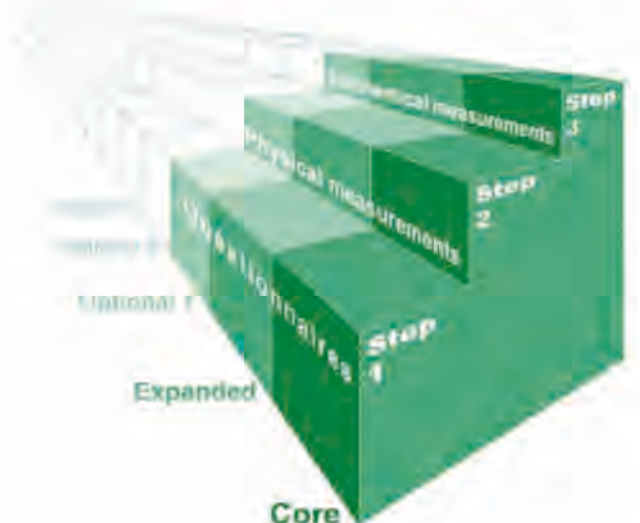


Figura 1.3: Diagrama de STEPS(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Como se ve en la figura 1.3 para cada país se puede decidir hacer los 3 pasos (son tres niveles de recopilación de datos) y en cada circunstancia pensar la mejor estrategia, si solo llevar adelante los módulos centrales (core que aparecen como las bases de los escalones de la figura), o avanzar a los módulos expandidos (en cada paso ir en la dirección transversal) aplicando los módulos ampliados (expanded); incluso se puede, a su vez, incorporar preguntas opcionales, para describir la prevalencia de otros problemas concretos de salud, dándole la libertad a cada país, dependiendo obviamente de las necesidades de cada situación y la posibilidad de realizarse de manera realista (económicamente, logísticamente, y en cuanto a los recursos humanos y clínicos). Los niveles básicos, ampliados y optativos que se reúnen por cada paso se describen brevemente a continuación: Para el paso 1 (Step 1)

- Básicos. Se releva información demográfica básica que toma en cuenta edad, sexo, cantidad de años de estudio. A su vez se releva consumo de alcohol - consumo de tabaco - tipos de actividad física - comportamiento sedentario - consumo de frutas y verduras;
- Ampliados. Se amplía la información demográfica relevando grupo étnico - nivel más alto de educación alcanzado - tipo de empleo e ingresos domésticos -antecedentes del consumo de tabaco - consumo de tabaco no fumado - consumo compulsivo de alcohol - consumo de aceites y grasas - antecedentes de presión arterial elevada - antecedentes de diabetes;
- Opcionales. Lesiones y violencia - salud mental - salud buco dental.

Para el paso 2 (Step 2)

- Básicos. Talla y peso - perímetro de la cintura - presión arterial;
- Ampliados. Perímetro de la cadera - frecuencia cardíaca;
- Optativos. Grosor del pliegue de la piel- medida de la actividad física - evaluación de la forma física.

Para el paso 3 (Step 3)

- Básicos. Glicemia en ayunas - colesterol total;
- Ampliados. Colesterol- LDA y triglicéridos;
- Optativos. Pruebas de tolerancia a la glucosa oral- análisis de orina- creatinina en saliva.

¿Cual es la estrategia recomendable?

Step 1 Básico. Todos los países deben emprender los elementos principales de Step 1. Esta es una opción realizable que suministrará información demográfica básica y las determinaciones de tabaquismo, consumo de alcohol, consumo de frutas y verduras, actividad física.

Step 2 Básico. La mayor parte de los países o lugares deben emprender los elementos principales de Step 2. Esto es también realizable y puede hacerse al mismo tiempo que Step 1, con ayuda del mismo personal de recolección de datos. Los elementos principales del Step 2 proporcionarán las determinaciones de talla y peso, perímetro de la cintura, presión arterial.

Step 3 básico. Los países deben emprender los elementos principales de Step 3 solo si están bien equipados y necesitan detectar, la prevalencia de la diabetes y el colesterol aumentados. Los elementos principales del paso 3 de Steps proporcionan las determinaciones de glicemia, colesterol total.

Step 1 ampliado. Los países deberán emprender Step 1 ampliado para: describir los deterioros demográficos (como los grupos étnicos y la situación laboral); recopilar información sobre los exfumadores y el tabaco sin humo (si se consume en su país), sobre el consumo compulsivo de alcohol y consumo de aceites y grasas. A su vez si se desea poder describir los antecedentes de tensión arterial, de diabetes. (Se recomienda este nivel de detalle para la mayor parte de los países y lugares).

Step 2 ampliado. Los países deben emprender los elementos ampliados de Step 2 sólo si tienen que saber más acerca de la obesidad y la aptitud física, ya que en este módulo se podrán tener mediciones de perímetro de la cadera y frecuencia cardíaca.

Step 3 ampliado. Sólo si se necesita averiguar el perfil anormal de lípidos como un factor de riesgo de las enfermedades cardiovasculares se debería adoptar el paso 3 ampliado de Steps, donde lo que se determina son los niveles de triglicéridos, colesterol, LDA.

¿Como se implementa este sistema de vigilancia?

A través de una muestra representativa mediante diseño de muestreo probabilístico multietápico (ver sección 2.4.14) de la población estudiada, aspecto que permitirá generalizar los resultados al resto de la población y sobre todo tener una idea del error incurrido. El proceso de vigilancia está culminado si se completan todos los pasos que aparecen en el algoritmo de la figura 1.4 y de la figura 1.5.



Figura 1.4: Proceso de Vigilancia a través de STEPS (fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Es decir que no alcanza con solo relevar la información siguiendo las pautas correctas, sino que el proceso de vigilancia se debe de entender como un proceso continuo, donde hay retroalimentación.



Figura 1.5: Comunicación entre Oficina de OMS y Equipo Local de STEPS (fuente: Who STEPS Surveillance Manual)

Métodos de muestreo

En este capítulo se presentan los diferentes aspectos necesarios desde el punto de vista estadístico para el manejo de los métodos de muestreo, usando para eso los conceptos de la teoría de probabilidades y de la técnica estadística de regresión.

2.1. Muestreo probabilístico

Parece importante considerar lo que representa en el ámbito de la epidemiología y de la salud pública el trabajar con muestreo probabilístico ya que a la hora de medir tasas, proporciones, ratios, odds ratios, etc, se considera necesario recurrir a la inferencia estadística tradicional, sin tomar en cuenta el mecanismo de generación de la información. Por lo tanto al considerar el concepto de diseño muestral se debe tener en cuenta que se hará un manejo diferente al que se hacía con la teoría estadística tradicional, donde el carácter de la aleatoriedad, surgía de un modelo hipotético; en el caso de esta nueva lógica de trabajo es el mecanismo de extracción de la muestra el que modula el carácter randómico de lo observado (Cochran, 1977), (Martínez et al., 1997). Los diseños muestrales no dependen de los valores de las variables de interés en la muestra, o sea, no dependen de los y_k observados, aunque sí pueden depender de los valores de variables auxiliares x_k (aspecto que va a resultar fundamental en todo lo que se va a desarrollar a partir de la sección 2.12).

Para eso se van a considerar diferentes aspectos que desde la estadística se toman en cuenta en esta nueva forma de trabajar en los diseños muestrales como son los conceptos de población, muestra, diseño muestral y desde la epidemiología apropiarse del lenguaje para entender todo el proceso de construcción del mecanismo de muestreo, para conocer por que se hace de cierta manera, y las consecuencias que tiene en términos de los costos, de la precisión, de la capacidad de desagregación (el estudio en dominios), que se trata también en la sección 2.8. Todo el desarrollo que se hace más adelante es diferente, del que se propone por ejemplo en textos clásicos como (Hansen et al., 1953), (Kish, 1965), (Raj, 1968), (Cochran, 1977) habitualmente utilizados en la formación en epidemiología, y que son los que más se usan, a juzgar por los resultados encontrados en la búsqueda presentada en el capítulo 1.1. El enfoque que se adoptará está basado en cambio en el trabajo Model Assisted Survey Sampling (Särndal et al., 1992) y en Estimation in Surveys with Nonresponse (Särndal y Lundström, 2005), (Fernandez García and Mayor Gallego, 1995).

2.2. Población y Marco Muestral

Se comienza por definir un concepto fundamental como el de población finita (o simplemente población) que se puede considerar como conjunto finito de elementos, $\{u_1, u_2, \dots, u_N\}$ con $N < \infty$ de manera de que no hay lugar a dudas si un elemento dado pertenece o no al conjunto (la población).

El tamaño de la población se da por el número de elementos que la forman, N , y por el momento se supone que es conocido. Esos elementos deberán poder ser identificados biunívocamente con una etiqueta.

Así la población finita es el conjunto, $\{u_1, u_2, \dots, u_N\}$ que por simplicidad se representan por las etiquetas, $U = \{1, 2, \dots, k, \dots, N\}$; de ahora en más U será la población objetivo, o sea, la población finita sobre la cual se desea obtener algún tipo de información.

La esencia de una encuesta por muestreo consiste en la selección de una parte de los elementos de una población finita (muestra) con el objetivo de establecer conclusiones sobre toda la población basándose en la información de la parte observada. Así, en teoría, la muestra debe ser un subconjunto de U .

En la práctica, la selección de la muestra se realizará a partir de un listado (de personas, de hogares, de efectores de salud, etc.) que por diversas razones (desactualizaciones, duplicaciones, errores, etc.) no va a coincidir con la población objetivo tal como se verá en la sección 2.3.1. El marco muestral se define como el conjunto de unidades, procedimientos y mecanismos que identifican, distinguen y permiten acceder a los elementos de la población objetivo U .

2.2.1. Muestreo directo de elementos

Cuando se analicen las distintas formas de seleccionar una muestra se supondrá que existe una relación uno a uno entre los elementos de la población y las unidades del marco y en estas condiciones el muestreo se denomina muestreo directo de elementos.

2.2.2. Muestra

Un aspecto que parece fundamental dejar en claro antes de profundizar en cómo extraer una muestra es el término muestra representativa que puede tener un significado distinto para los estadísticos que para la gente que trabaja en la epidemiología y la salud pública. Una muestra es representativa si definida la población objetivo y el marco muestral, todos los elementos tienen posibilidad de ser observados, aspecto que no tiene nada que ver con el tamaño de muestra que se considere (la aclaración es importante ya que es frecuente encontrar esa confusión).

Se define una muestra s , como un subconjunto de la población U ; $s \subseteq U$, s es el subconjunto de subíndices (etiquetas) de los elementos de la población y al conjunto de muestras posibles se lo llama $S = \{s_1, s_2, \dots, s_M\}$.

Se llama muestreo probabilístico a una selección de s que cumpla con:

1. El conjunto $S = \{s_1, s_2, \dots, s_M\}$ de todas las muestras posibles es conocido;
2. Cada $s \in S$ tiene asociada una probabilidad de selección, $p(s)$. El procedimiento de selección asigna para todo $k \in U$ una probabilidad no nula de inclusión. A la probabilidad de inclusión del elemento k en la muestra S se la anota como: $P(k \in S) = \pi_k > 0$ y se denominará probabilidad de inclusión de primer orden;
3. Una muestra s es seleccionada por un mecanismo aleatorio que asegura que cada una de las posibles muestras de S , tiene una probabilidad de ser seleccionada exactamente igual a $p(s)$.

Si la muestra se logra obtener con ese tipo de procedimiento se puede decir que se tiene una muestra aleatoria o muestra probabilística.

De manera algo informal, se puede pensar que $p(\cdot)$ es una función de probabilidad sobre S , o sea, $p(\cdot): S \rightarrow [0,1]$ y constituye un diseño muestral. Así $p(s) = P(S = s)$ donde S es un elemento aleatorio y s es una realización de S . Se llama tamaño de muestra al número de elementos de s y se nota como n_s .

El conjunto de los elementos de la muestra se puede representar por $s = \{1, 2, \dots, k, \dots, n_s\}$ o por $s = \{k_1, k_2, \dots, k_{n_s}\}$. Esta notación sirve para tener en cuenta que hay diseños en que el tamaño de muestra es fijo, independientemente de la muestra que sea seleccionada (por ejemplo, el SI), y también existen diseños (por ejemplo, el BE) donde el tamaño de muestra es aleatorio ya que depende de la muestra que sea seleccionada.

2.3. Fuentes de error en las encuestas

Existen diferentes fuentes de errores en las encuestas que tienen que ver con la capacidad de captar realmente lo que está pasando en la población a través de la observación de un número reducido de observaciones. Es importante comenzar por definir la población objetivo (PObj), que es la que se pretende estudiar y que generalmente no coincide con la población que se puede muestrear, la que se denomina marco muestral (MMues) y que se tratará de que sea lo más parecida a la población objetivo.

A los elementos del marco se le llama unidades para distinguirlos de los elementos de la población; los elementos de la población que están incluidos en el marco constituyen lo que se denomina población marco.

Tal como aparece en la lámina de la figura 2.1, cuando se trabaja con una muestra esta es un subconjunto de (MMues) pero no exactamente de (PObj), ya que hay elementos que están en la muestra pero no en la población objetivo; a su vez si todo sucede con éxito se obtendría una muestra (que más adelante se discute cómo se genera) donde todos los elementos pueden ser observados. Generalmente existe una parte de esta muestra

donde no hay información, lo que se considera no respuesta (Noresp), que en la figura 2.1 aparece como Conjunto de No respuesta y otra parte como Conjunto Respuesta. Esta última consideración es uno de los aspectos que se pretende analizar en detalle para ver cómo impacta en los resultados y cómo puede ser solucionado.

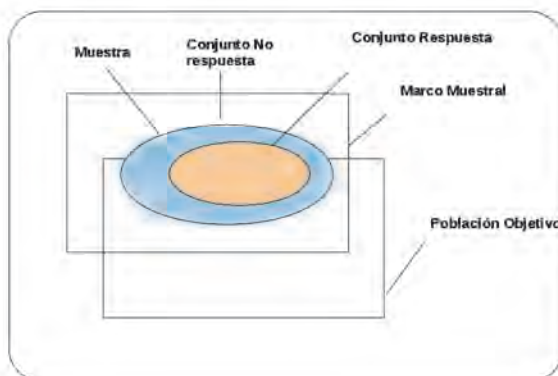


Figura 2.1: Relación entre marco muestral, población objetivo, conjunto de respuesta (extraída de (Särndal y Lundström, 2005))

Respecto al marco, se pueden considerar dos posibles situaciones: es un listado de todos los elementos de la población que da lo que se llamarán marcos de lista y un listado de subconjuntos de elementos de la población que da los marcos agrupados.

2.3.1. Error de cobertura

Se tiene en general dos tipos de problema de cobertura, ya que muchas veces el marco muestral está desactualizado y, por lo tanto, hay elementos que no estaban en el marco pero sí en la población objetivo al extraer la muestra lo que genera subcobertura (Subc); por otra parte hay elementos que siguen estando en el marco pero no ya en la población objetivo, lo que se denominan muertes naturales produciendo sobrecobertura (SCob). Cuando se crea el marco muestral se debe tener en cuenta que se establece un concepto llamado punto de referencia temporal para el marco que es en función de cuándo este se logra crear.

Ambos problemas tienen diferentes consecuencias y por lo tanto su tratamiento es diferente, si se puede identificar los elementos de la sobrecobertura y los elementos de la subcobertura que contaminan la muestra al ser elementos que tienen probabilidad nula de ser vistos, introduciendo un sesgo en el sentido estadístico.

2.3.2. Error muestral y Error no muestral

Se refiere al error muestral (EMue) como el que se produce en virtud de estar trabajando con una parte de la población.

La teoría de la inferencia estadística ha centrado sus esfuerzos en la evaluación y presentación de los errores muestrales. Así el nivel de precisión y confianza de las estimaciones obtenidas es determinado por el proceso de muestreo y la elección de los estimadores a usar. Sin embargo, el error muestral es uno de los componentes, de los errores de estimación, existen otros componentes derivados de imperfecciones en los procesos de estimación como son: problemas de diseño, de recolección de la información, de respuesta, de procesamiento, etc. Este amplio campo es el de los errores no muestrales, que son de difícil tratamiento, conceptualización y para los que no se ha desarrollado una teoría general. Una posible clasificación de los errores no muestrales (Lessler y Kalsbeek, 1992) (Lessler y Kalsbeek, 1992) es la siguiente:

1. errores provenientes del uso de marcos inadecuados;
2. errores provenientes de no-respuesta;
3. errores de medida, apreciación, crítica codificación, procesamiento, etc.

2.4. Diferentes tipo de diseños de muestreo

2.4.1. El concepto de diseño

Se va a trabajar con U , la población objetivo previamente definida, y que está formada por N elementos etiquetados por $k = 1, \dots, N$. También se supone que se dispone de un marco muestral en el que hay una relación uno a uno entre los elementos de la población y las unidades del marco.

El diseño muestral, $p(s)$ cumple con:

$$p(s) \geq 0 \quad \forall s \in S; \quad \sum_{s \in S} p(s) = 1 \quad (2.1)$$

juega un papel clave, ya que determina las propiedades estadísticas de cualquier cantidad calculada en base a los datos observados de la muestra.

Hay muchas circunstancias en el ámbito de la epidemiología y de la salud pública en las que es imposible usar un único tipo de diseño de muestreo y que es necesario combinarlos, para lo cual es importante brevemente ver cuales son los diferentes tipos partiendo del concepto de diseño presentado en 2.4.1, para lo cual se manejará la notación que aparece en (Särndal et al., 1992) y (Särndal y Lundström, 2005). Se verá a su vez que los diferentes tipos de diseños tienen implícitos mecanismos de selección diferentes, que tiene como consecuencia, por ejemplo que el tamaño de muestra no sea fijo (es aleatorio).

2.4.2. Probabilidades de inclusión y variables indicadoras

Se supone estar trabajando con algún diseño aleatorio, $p(\cdot)$, por lo cual se tendrá una muestra S que puede estar formada por cualquier elemento $k \in U$. Lo que interesa es

saber si el elemento k está en la muestra, $\{k \in S\}$, que es lo mismo que expresarlo con una variable indicatriz:

$$I_k(S) = \begin{cases} 1 & \text{si } k \in S \\ 0 & \text{si } k \notin S \end{cases}$$

I_k es función de S con lo que I_k es aleatoria, ya que S es aleatoria.

Interesa calcular entonces las probabilidades de inclusión de primer orden:

$$\begin{cases} \pi_k = P(k \in S) = P(I_k = 1) = \sum_{s \ni k} p(s) \\ I_k \sim \text{Ber}(\pi_k), E(I_k) = \pi_k \text{ y } V(I_k) = \pi_k(1 - \pi_k) \end{cases} \quad (2.2)$$

y las probabilidades de inclusión de segundo orden

$$\begin{cases} \pi_{kl} = P(k \text{ y } l \in S) = P(I_k = 1, I_l = 1) = P(I_k I_l = 1) = \sum_{s \ni k \text{ y } l} p(s) \end{cases} \quad (2.3)$$

$$\begin{cases} I_k I_l \sim \text{Ber}(\pi_{kl}) \text{ se tiene que } E(I_k I_l) = \pi_{kl} \\ V(I_k I_l) = \pi_{kl}(1 - \pi_{kl}) \\ \text{Cov}(I_k I_l) = E(I_k I_l) - E(I_k)E(I_l) = \pi_{kl} - \pi_k \pi_l = \Delta_{kl} \\ \pi_{kl} = \pi_{lk}, \pi_{kk} = \pi_k \text{ y } \Delta_{kk} = V(I_k) = \pi_k(1 - \pi_k) \end{cases} \quad (2.4)$$

Un diseño $p(s)$ asocia a cada elemento k de la población U una probabilidad de ser seleccionado, $\pi_k > 0$. Hay N valores π_k que pueden ser distintos. Además, $p(s)$ asocia a cada par de elementos k y l de U , una probabilidad π_{kl} de ser seleccionados. Hay $C_2^N = \frac{N(N-1)}{2}$ valores π_{kl} con $k \neq l$ que pueden ser distintos, y $\pi_{kl} = \pi_{lk}$.

De ahora en adelante lo que va a interesar es saber que cada diseño tiene sus particularidades, y por lo tanto lo más importante será poder determinar las probabilidades de inclusión.

2.4.3. El estimador π (Horvitz-Thompson)

Por ahora se supondrá que solo interesa estimar el total de una cierta variable, (que en esencia es contar y sumar) aunque muchas veces va a interesar estimar promedios, ratios, prevalencias, tasas pero en ese caso cualquiera de esas magnitudes pueden ser expresadas a partir de los totales (ver sección 2.5).

Si se trabaja con una población $U = \{1, 2, \dots, N\}$, con N conocido, interesa estimar $t_y = \sum_U y_k$, el total en la población de la variable y .

Trabajando con $p(s)$ un diseño aleatorio cualquiera un estimador para $t_y = \sum_U y_k$ viene dado por

$$\hat{t}_{y\pi} = \sum_S \check{y}_k$$

donde $\check{y}_k = \frac{y_k}{\pi_k}$, que tiene la ventaja de ser un estimador insesgado.

En 1952 Horvitz y Thompson propusieron el uso de este estimador y actualmente se lo conoce como “ el estimador Horvitz-Thompson.” “ estimador π .° π expansión.

El principio en que se basa es bien sencillo ‘principio de π expansión’ puede resumirse como sigue: para obtener un estimador insesgado de un total poblacional se pasa de la población U a S y se expande multiplicando por $\frac{1}{\pi}$ cada uno de los sumandos.

El cálculo de la varianza del total de la variable, cuando se usa un diseño $p(s)$ es

$$V_{p(s)}(\check{t}_k) = V(\sum_S \check{y}_k) = \sum_U \sum_{k \neq l} \Delta_{kl} \check{y}_k \check{y}_l \quad (2.5)$$

donde $\sum \sum_U$ es la suma en $k = 1, 2, \dots, N, l = 1, 2, \dots, N$

La expresión para $V(\hat{t}_\pi)$ puede verse como totales poblacionales, por lo tanto, se puede aplicar el principio de π expansión para obtener estimadores insesgados, o sea, “ para obtener un estimador insesgado de un total poblacional: Se pasa de U a S y π expandimos cada uno de los sumandos”.

2.4.4. Diseño SI (MAS s/r.) de tamaño n

De la población U de N elementos se extraen n elementos de manera independiente y sin reponer. Hay C_n^N muestras posibles de tamaño n. El diseño muestral viene dado por:

$$p(s) = \begin{cases} (C_n^N)^{-1} & \forall s \text{ de tamaño } n \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Tal como se vio en 2.4.2 las probabilidades de inclusión de primer y segundo orden son

$$\pi_k = \frac{n}{N}, \quad \forall k \in U$$

$$\begin{cases} P(k \text{ y } l \in S) = \pi_{kl} = \frac{n(n-1)}{N(N-1)} & \forall k \neq l \in U \\ \Delta_{kl} = -\frac{n(N-n)}{N^2(N-1)} & \forall k \neq l \in U \end{cases} \quad (2.6)$$

El estimador π del total poblacional de la variable y , t_y , viene dado por \hat{y} que es insesgado:

$$\hat{t}_y = \sum_S \check{y}_k = \sum_S \frac{y_k}{n/N} = N \sum_S y_k = N \bar{y}_S \quad (2.7)$$

Cuando se tiene un diseño aleatorio simple que se abrevia como SI, de tamaño n sobre una población de tamaño N , se tiene que la varianza del estimador π de un total poblacional y un estimador insesgado de esta, vienen dados, respectivamente, por :

$$\begin{aligned} V_{SI}(\hat{t}_{\pi}) &= N^2 (1 - f) \frac{S_{y_U}^2}{n} \\ \hat{V}_{SI}(\hat{t}_{\pi}) &= N^2 (1 - f) \frac{S_{y_S}^2}{n} \end{aligned} \quad (2.8)$$

donde $f = \frac{n}{N}$ se denomina fracción de muestreo; $(1 - f)$, factor de corrección por población finita y $S_{y_U}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_U (y_k - \bar{y}_U)^2$ donde $\bar{y}_U = \frac{1}{N} \sum_U y_k$. Por último, $S_{y_S}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_S (y_k - \bar{y}_S)^2$ es la varianza muestral.

2.4.5. Efecto diseño (Deff)

El diseño SI es el que se toma como base de comparación para otros diseños que más adelante se verán, ya que hay que sacrificar la pérdida de precisión o lo que es lo mismo tener más varianza para ganar con la posibilidad de tener un diseño más económico.

¿Entonces la pregunta es cómo comparar la eficiencia entre distintos diseños?

Esto depende de distintos factores:

1. La distribución de los valores de la variable de interés en la población;
2. El parámetro que queremos estimar;
3. El estimador utilizado;
4. La disponibilidad de información auxiliar.

Una forma de medir la pérdida o ganancia de eficiencia por cambiar de diseño de muestreo es comparar las varianzas entre el diseño que se quiera usar y el diseño SI.

Si se está trabajando con $p(s)$ diseño medible se define el efecto del diseño $p(s)$ para estimar t con el estimador \hat{t}_{π} como:

$$\text{Deff}(p(s), \hat{t}_{\pi}) = \frac{V_{p(s)}(\hat{t}_{\pi})}{V_{SI}(\hat{t}_{\pi})} \quad (2.9)$$

Lo importante es recordar que se está evaluando la eficiencia de $p(s)$ (el diseño en uso) relativizándola al diseño que se utiliza como base de comparación, muestreo (SI). Esta comparación es válida si \hat{t}_{π} es insesgado bajo cualquier diseño medible y por lo tanto se está evaluando la eficiencia relativa del estimador \hat{t}_{π} bajo los distintos diseños, o sea el cociente de los ECM (\hat{t}_{π}) .

2.4.6. Diseño BE (Bernoulli)

En este diseño se cambia la perspectiva de cómo seleccionar la muestra, donde se supone que se quiere seleccionar los pacientes que intervendrán en el estudio (previo control de los criterios de inclusión). Para eso se piensa en extraer una muestra en forma secuencial. Para ello el mecanismo a seguir es el siguiente: para cada elemento de la población (o sea de la lista) se asocian un número aleatorio ε (que se genera con cualquier herramienta informática, incluso una planilla electrónica), y el elemento es seleccionado si $\varepsilon_k < \pi$, donde $0 < \pi < 1$ es prefijado.

Así $s = \{ k : \varepsilon_k < \pi, k = 1, 2, \dots, N \}$ y las probabilidades de inclusión son:

$$\begin{aligned}\pi_k &= \pi \quad \forall k \in U \\ \pi_{kl} &= \pi^2 \quad \forall k, l \in U, \quad k \neq l\end{aligned}\tag{2.10}$$

$$\Delta_{kl} = \begin{cases} \pi^2 - \pi^2 = 0 & \text{si } k \neq l \\ \pi - \pi^2 = \pi(1 - \pi) & \text{si } k = l \end{cases}$$

n_S tamaño de la muestra es aleatorio, y $n_S \sim \text{Bin}(N, \pi)$.

Se tiene entonces que el tamaño esperado es $n = E(n_S) = N\pi \Rightarrow \pi = \frac{n}{N}$.

El estimador del total es :

$$\hat{t}_\pi = \sum_S \tilde{y}_k = \frac{1}{\pi} \sum_S y_k\tag{2.11}$$

y su varianza:

$$\left\{ V_{\text{BE}}(\hat{t}_\pi) = \left(\frac{1}{\pi} - 1\right) \sum_U y_k^2 \right.\tag{2.12}$$

que se puede estimar con:

$$\hat{V}_{\text{BE}}(\hat{t}_\pi) = \frac{1}{\pi} \left(\frac{1}{\pi} - 1\right) [(n-1) S_{y_S}^2 + n \bar{y}_S^2]\tag{2.13}$$

Si bien el diseño SI es realmente simple, el BE es más simple pero menos eficiente, con una fuente de variabilidad adicional porque el tamaño de muestra, n_S , es aleatorio.

Para hacer justa la comparación se puede suponer que el diseño BE se realiza con $\pi = \frac{n}{N}$, donde $n = E_{\text{BE}}(n_S) = E_{\text{SI}}(n_S)$

$$\text{Deff}(\text{BE}, \hat{t}_\pi) = 1 - \frac{1}{N} + \frac{1}{CV_{yU}^2} \doteq 1 + \frac{1}{CV_{yU}^2} > 1\tag{2.14}$$

Así, el diseño SI es siempre más eficiente que el BE cuando se quiere estimar un total y se usa el estimador π . Un aspecto muy importante en este diseño es que es muy fácil de llevar a la práctica pero tiene como característica que el tamaño de muestra no es fijo, n_S , es aleatorio.

2.4.7. Diseño SY (muestreo sistemático)

Nuevamente se va a cambiar la forma de cómo seleccionar los elementos de la población bajo estudio, donde la característica principal de este diseño es que va a interesar recorrer la población (que no necesariamente se debe conocer y disponer de un listado) y en forma sistemática seleccionar los elementos, como puede ser, por ejemplo, cuando se quiere incluir en un estudio usuarios de un servicio de salud, o policlínica de atención y se selecciona de acuerdo a su llegada, durante el período de atención.

Si por ejemplo se quiere elegir n pacientes de un total de N se debe tener en cuenta a que cumple $n = \left\lceil \frac{N}{a} \right\rceil$ número fijo que se llama intervalo de muestreo, que da una idea de cuántas veces está contenido el tamaño de muestra elegido en la población. A partir de esta relación sólo se elige al azar cuál es el primer elemento de nuestra muestra y se seleccionan los restantes saltando cada a posiciones. Formalmente lo que se hace es elegir r una variable aleatoria uniforme discreta en $1, 2, \dots, a$, $r \sim \text{Uni}(1, 2, \dots, a)$, que se llama “arranque aleatorio”, por lo que la muestra está formada por :

$$S = \{ k : k = r + (j - 1) a \leq N, j = 1, 2, \dots, n_S \}$$

Un problema que se presenta frente a la facilidad de cómo implementar el mecanismo de selección es que no es un diseño medible ya que no se cumple que $\pi_{kl} > 0 \forall k, l \in U$. y que tiene como consecuencia que los estimadores no sea insesgados para la varianza. Para estudiar la eficiencia del diseño (SY) interesa cómo se ordene la población para la variable de interés.

Cuando la población está ordenada de manera aleatoria los diseños SI y SY logran, aproximadamente la misma eficiencia. Esto puede resultar muy útil cuando la población está ordenada según una característica que no tiene correlación con la variable de interés, como por ejemplo puede ser cuando la población esta ordenada alfabéticamente.

Si el marco está ordenado de forma creciente (o decreciente) en la variable de interés, el diseño SY puede ser mucho más eficiente que el diseño SI.

Un marco que ordena a la variable de interés según un patrón periódico provoca que el diseño SY sea menos eficiente que el diseño SI, con un resultado no deseado como de sobreestimación o subestimación en forma sistemática para el total, si a (el intervalo de muestreo) coincide con el 'largo' del período.

El efecto diseño en el muestreo sistemático

Antes de evaluar cuál puede ser la eficiencia del (SY) se puede tener en cuenta un resultado que es clave en estadística y que consiste en descomponer la varianza.

$$SST = SSW + SSB$$

donde la SST es la variabilidad total, SSW es la variabilidad que se produce al interior de las muestras sistemáticas y, por otra parte, SSB es la variabilidad interna de las muestras sistemáticas. Ese resultado establece a su vez que la variabilidad total es

fija y por lo tanto si se produce un incremento en la SSW , la SSB disminuye.

Haciendo algunos manejos algebraicos se puede trabajar con SSB como:

$$SSB.N = V_{SY}(\tilde{t}_\pi)$$

y si los elementos son homogéneos se tiene una disminución de SSW lo que genera un aumento de SSB o lo que es equivalente un aumento de la varianza. Este resultado tiene como consecuencia que si los elementos son homogéneos hay pérdida de eficiencia. La homogeneidad se puede medir a través de:

$$\rho = 1 - \frac{n}{n-1} \cdot \frac{SSW}{SST} \quad (2.15)$$

El coeficiente ρ es el coeficiente de correlación intraclase, el que se puede interpretar como una medida de la correlación entre pares de elementos dentro de la misma muestra sistemática. ρ es 1 cuando $SSW = 0$ y vale $1 - \frac{n}{n-1}$ cuando la variabilidad se debe toda a SSW .

Bajo el diseño SY con $N = na$ se obtiene que:

$$V_{SY}(\hat{t}_\pi) = \frac{N^2}{n} S_{yU}^2 [(1-f) + (n-1)\delta] \quad (2.16)$$

donde $f = \frac{n}{N} = \frac{1}{a}$ y δ es el coeficiente de homogeneidad que surge de usar una aproximación de ρ de la siguiente manera:

$$\delta = 1 - \frac{N-1}{N-a} \cdot \frac{SSW}{SST} \quad (2.17)$$

Como $\frac{n-1}{1-f} > 0$ se tiene:

$$\text{Deff}(SY; \hat{t}_\pi) = 1 + \frac{n+1}{1-f} * \delta \quad (2.18)$$

1. Si $\delta > 0$ es mejor el diseño SI.
2. Si $\delta = 0$ los diseños SI y SY son igual de eficientes.
3. Si $\delta < 0$ es mejor el diseño SY.

2.4.8. Diseño PO (muestreo de Poisson)

Hasta ahora todos los diseños presentados, SI, BE y SY, generan probabilidades de inclusión iguales para todos los elementos de la población.

El diseño PO es un diseño que permite probabilidades de inclusión distintas y puede verse como una generalización del muestreo BE.

Mecanismo de selección

Para eso es necesario nuevamente considerar números aleatorios ε_k entre (0,1) y elegir el elemento k -ésimo si el número seleccionado es $\varepsilon_k < \pi_k$.

De esta forma, el diseño Poisson viene dado por $p(s) = \prod_{k \in S} \pi_k \prod_{k \in U-S} (1 - \pi_k)$.

Como las indicadoras son independientes $I_k \sim \text{Ber}(\pi_k) \quad \forall k \in U$, las probabilidades de inclusión que surgen para $p(s)$ son $P(k \in S) = \pi_k, \forall k \in U$ y $P(k \text{ y } l \in S) = \pi_{kl} = \pi_k \pi_l \quad \forall k \neq l \in U$

además:

$$\Delta_{kl} = \pi_{kl} - \pi_k \pi_l = \begin{cases} 0 & \forall k \neq l \\ \pi_k (1 - \pi_k) & \text{si } k = l \end{cases} \quad (2.19)$$

El tamaño de muestra n_S es aleatorio, y usando $n_S = \sum_U I_k$ la esperanza y varianza en el diseño se obtienen fácilmente $E_{PO}(n_S) = \sum_U \pi_k$ y $V_{PO}(n_S) = \sum_U \pi_k (1 - \pi_k)$.

Se tiene entonces al igual que en el caso de BE, el problema de que el diseño PO tiene tamaño de muestra aleatorio, lo que presenta un aumento la varianza del estimador del total. Se debe observar que si se lograra hacer $\pi_k = n \frac{y_k}{\sum_U y_k}$, se tendría que:

$$\hat{t}_\pi = \sum_S \frac{y_k}{\pi_k} = \sum_S \frac{y_k}{n \frac{y_k}{\sum_U y_k}} = \sum_S \left(\sum_U \frac{y_k}{n} \right) = \left(\sum_U \frac{y_k}{n} \right) \sum_S 1 = \left(\frac{n_S}{n} \right) t_y \quad (2.20)$$

2.4.9. Diseño π -ps (muestreo con probabilidad proporcional al tamaño)

En la sección anterior se vio que si los valores y_k son aproximadamente proporcionales a los valores de una variable auxiliar, x_k positiva y conocida para toda la población, tomar $\pi_k = n \frac{x_k}{\sum_U x_k}$ es una buena elección. El muestreo con probabilidad proporcional al tamaño tiene algunas ventajas sobre el diseño de Poisson y otros diseños. El muestreo de este tipo puede ser hecho:

- mediante diseño de tamaño fijo sin remplazo usando el estimador π ;
- mediante diseño con remplazo usando el estimador pwr .

En esta sección solo se considera la situación para el diseño sin reposición.

El estimador π se puede definir como:

$$\check{t}_y = \sum_s y_k / \pi_k$$

Si se logra implementar un mecanismo de muestreo para construir un diseño sin reposición de tamaño fijo se tendría:

$$y_k / \pi_k = c, \quad k = 1, \dots, N$$

De esta manera se tendría que $\check{t}_y = nc$, donde n es el tamaño de muestra fijo, lo que produce un total expandido que no depende de la muestra. Este mecanismo no se puede llevar a la práctica porque requiere conocer previamente todos los valores de y_k .

Sin embargo, una solución a esto es considerar alguna variable auxiliar $x \propto y$ lo que permitiría elegir π_k proporcionales a x_k y lograr tener ratios constantes $\frac{y_k}{\pi_k}$, generando de esta manera un π -estimador con varianza pequeña.

Puede suceder que para algunas poblaciones donde no sea posible seleccionar una muestra que cumpla estrictamente con la regla $\pi_k \propto x_k$. El factor de proporcionalidad es $n / \sum_U x_k$ con lo cual se tiene:

$$\pi_k = \frac{nx_k}{\sum_U x_k} \quad (2.21)$$

Si para algunos valores muy grandes de x se verifica que:

$$\frac{nx_k}{\sum_U x_k} > 1$$

no se cumple $\pi_k \leq 1$. Para eso se deben acotar los valores para las probabilidades, haciendo $\pi_k = 1$ cuando se cumple $nx_k > \sum_U x_k$ y dejando $\pi_k \propto x$ para los restantes elementos.

De esta manera para que el muestreo π ps se pueda usar es necesario encontrar el mecanismo de muestreo cumpla con las características de ser:

- fácil de llevar a la práctica;
- que las probabilidades de primer orden sean estrictamente proporcionales a x_k ;
- que se verifique $\pi_{kl} > 0$ probabilidades de inclusión de segundo orden ;
- $\Delta_{kl} = \pi_{kl} - \pi_k \cdot \pi_l < 0$ para que el estimador de la varianza no sea negativo.

Se debe analizar como queda el esquema de muestreo para diferentes valores de n , dando lugar en cada caso a diferentes mecanismos ($n = 1, n = 2, n > 2$).

2.4.10. Diseño ST (muestreo estratificado)

En este caso la población, $U = \{ 1, 2, \dots, N \}$, se particiona en U_1, U_2, \dots, U_H subpoblaciones llamadas estratos. Así $U_h = \{ k : k \in \text{al estrato } h \}$ y se cumple $\bigcup_{n=1}^H U_h = U$ y $U_i \cap U_j = \emptyset \forall i \neq j$. Se llama N_h al tamaño del estrato H , o sea, $\check{U}_h = N_h$, con lo cual $N = \sum_{h=1}^H N_h$.

El total poblacional puede escribirse de varias maneras:

$$t_y = \sum_U y_k = \sum_{h=1}^H \sum_{U_h} y_k = \sum_{h=1}^H t_{yh} = \sum_{h=1}^H N_h \bar{y}_{U_h}$$

$$\text{donde } t_{yh} = \sum_{U_h} y_k, \bar{y}_{U_h} = \frac{1}{N_h} \sum_{U_h} y_k, \bar{y}_U = \frac{1}{N} \sum_U y_k = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^H N_h \bar{y}_{U_h} = \sum_{h=1}^H w_h \bar{y}_{U_h}$$

donde $w_h = \frac{N_h}{N}$ es el peso relativo de cada estrato.



Figura 2.2: Mecanismo de extracción para muestreo estratificado (ST)(fuente propia)

Para cada U_h , $h = 1, 2, \dots, H$, se selecciona una muestra aleatoria s_h de tamaño n_{s_h} bajo un diseño $p_h(\cdot)$. La selección en cada estrato se realiza de manera independiente de la realizada en cualquier otro estrato y la muestra queda formada por $s = s_1 \cup s_2 \cup \dots \cup s_H$, con lo cual el tamaño de la muestra es $n_s = \sum_{h=1}^H n_{s_h}$. En virtud de la independencia, el diseño viene dado por $p(s) = \prod_{h=1}^H p_h(s_h)$.

El diseño hace que se tenga las siguientes probabilidades de inclusión de primer y segundo orden;

$$\pi_k = P(k \in S) = P(k \in S_h) \quad \forall k \in U \text{ para algún } h = 1, 2, \dots, H$$

$$\pi_{kl} = P(k \text{ y } l \in S) = \begin{cases} \pi_{kl} & \text{si } k \text{ y } l \in U_h \text{ para algún } h = 1, 2, \dots, H \\ \pi_k \pi_l & \text{si } k \in U_i \text{ y } l \in U_j \text{ con } i \neq j \end{cases} \quad (2.22)$$

$$\Delta_{kl} = \begin{cases} \pi_{kl} - \pi_k \pi_l & \text{si } k \text{ y } l \in U_h \text{ para algún } h = 1, 2, \dots, H \\ 0 & \text{si } k \in U_i \text{ y } l \in U_j \text{ con } i \neq j \end{cases} \quad (2.23)$$

El estimador π de un total poblacional para muestreo estratificado

El estimador π de un total es la suma de los estimadores de los totales poblacionales por estrato, o sea $\hat{t}_\pi = \sum_{h=1}^H \hat{t}_{h\pi}$ donde $\hat{t}_{h\pi} = \sum_{S_h} \tilde{y}_k$ es el estimador π del total del estrato h , $t_h = \sum_{U_h} y_k$.

La varianza del estimador viene dada por $V_{ST}(\hat{t}_\pi) = V_{ST}\left(\sum_{h=1}^H \hat{t}_{h\pi}\right) = \sum_{h=1}^H V_h(\hat{t}_{h\pi})$ donde $V_h(\hat{t}_{h\pi})$ es la varianza de $\hat{t}_{h\pi}$ en el estrato h . De la misma forma, un estimador

insesgado para la varianza anterior viene dado por $\hat{V}_{ST}(\hat{t}_\pi) = \sum_{h=1}^H \hat{V}_h(\hat{t}_{h\pi})$, donde se supone que existe $\hat{V}_h(\hat{t}_{h\pi})$, un estimador insesgado de $V_h(\hat{t}_{h\pi}) \forall h = 1, 2, \dots, H$.

Es muy común usar el mismo diseño en todos los estratos y se podría tener diseños tipo STSI (estratificado simple), STBE (estratificado Bernouilli), STSY (estratificado sistemático), etc.

El diseño STSI o MAE

En este tipo de diseño se hace muestreo (SI) en cada estrato, es decir que en cada estrato se seleccionan mediante muestreo aleatorio simple los elementos.

Se supone que n_h es el tamaño de muestra fijo por estrato y que el estimador π para un total poblacional es

$$\hat{t}_\pi = \sum_{h=1}^H \hat{t}_{h\pi} = \sum_{h=1}^H \sum_{S_h} \check{y}_k = \sum_{h=1}^H \sum_{S_h} N_h \frac{y_k}{n_h} = \sum_{h=1}^H N_h \bar{y}_{S_h} \quad (2.24)$$

$$\text{con } \bar{y}_{S_h} = \sum_{S_h} \frac{y_k}{n_h}.$$

La varianza del estimador viene dada por:

$$V_{STSI}(\hat{t}_\pi) = \sum_{h=1}^H V_h(\hat{t}_{h\pi}) \sum_{h=1}^H N_h^2 (1 - f_h) \frac{S_{y_{U_h}}^2}{n_h} \quad (2.25)$$

$$\text{donde } f_h = \frac{n_h}{N_h} \text{ y } S_{y_{U_h}}^2 = \frac{1}{N_h - 1} \sum_{U_h} (y_k - \bar{y}_{U_h})^2.$$

Por último, el estimador π para esta varianza viene dado por:

$$\hat{V}_{STSI}(\hat{t}_\pi) = \sum_{h=1}^H \hat{V}_h(\hat{t}_{h\pi}) = \sum_{h=1}^H N_h^2 (1 - f_h) \frac{S_{y_{S_h}}^2}{n_h} \quad (2.26)$$

$$\text{donde } S_{y_{S_h}}^2 = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{S_h} (y_k - \bar{y}_{S_h})^2.$$

Construcción de estratos

- ¿Cuál es la mejor característica para la construcción de los estratos?

Para una sola variable de interés, y, claramente lo mejor es considerar la distribución de frecuencias de la propia variable y. La segunda mejor es, como siempre, alguna x auxiliar altamente correlacionada con la y.

2.4.11. Diseño SIC (muestreo por conglomerados)

Todos los diseños vistos hasta ahora asumen que se puede realizar muestreo directo de elementos. Sin embargo, en encuestas de mediana y gran escala el muestreo directo de elementos no es usado por alguna de las siguientes razones:

1. No se dispone de un marco que identifique a todos los elementos y el costo de crear uno es demasiado elevado;
2. Los elementos de la población están muy dispersos en un área geográfica muy extensa, por lo cual el muestreo directo de elementos lleva a costos de relevamiento excesivamente elevados (costo de transporte de los encuestadores).



Figura 2.3: Mecanismo de extracción para muestreo por conglomerados SIC(elaboración propia)

En los diseños de muestreo por conglomerados la población se divide en subpoblaciones llamadas conglomerados (o clusters), para tomar una muestra aleatoria de esos conglomerados y relevar todos los elementos de la población que pertenecen a los conglomerados seleccionados.

Se había dicho que se dividía la población, $U = \{ 1, 2, \dots, k, \dots, N \}$ en N_I clusters o conglomerados, $U_1, U_2, \dots, U_i, \dots, U_{N_I}$, cada uno de tamaño N_i .

El índice I se usa para identificar todo aquello que tenga que ver con los conglomerados, lo que facilita el trabajo cuando se usen diseños de más de una etapa, y se hace referencia a un conglomerado genérico con el subíndice i . Así, el número de elementos del conglomerados U_i , se anota N_i , etc.

Mecanismo de selección Se dice que se tiene el muestreo por conglomerados (cluster sampling) cuando:

1. Se toma una muestra S_I bajo el diseño $p_I(.)$ de la población de conglomerados U_I . El tamaño de S_I se anota como n_{S_I} ;
2. Se observan todos los elementos de la población U que pertenezcan a los conglomerados seleccionados.

Hay que tener en cuenta que el diseño $p_I(\cdot)$ puede ser cualquier diseño, de tipo SI, SY, ST, etc.

Las probabilidades de inclusión de primer y segundo orden para conglomerados:

$$\begin{aligned} P(i \in S_I) &= \pi_{Ii} = \sum_{S_I \ni i} p_I(s_I) \\ P(i \text{ y } j \in S_I) &= \pi_{Iij} = \sum_{S_I \ni i \text{ y } j} p_I(s_I) \end{aligned} \quad (2.27)$$

Muestreo simple por conglomerados (SIC)

El diseño SIC es un muestreo donde lo que se aplica es un diseño simple de tamaño n_I sobre U_I , o sea, $p_I(\cdot)$ es un SI.

Luego, el estimador del total viene dado por:

$$\hat{t}_\pi = \sum_{S_I} \check{t}_{ii} = \sum_{S_I} \frac{N_I}{n_I} \sum_{U_i} y_k = N_I \sum_{S_I} \sum_{U_i} \frac{y_k}{n_I} = N_I \sum_{S_I} \frac{t_i}{n_I} = N_I \bar{t}_{S_I}$$

donde $\bar{t}_{S_I} = \sum_{S_I} \frac{t_i}{n_I}$, es el promedio muestral de los totales por conglomerado.

La varianza $V_{SIC}(\hat{t}_\pi) = N_I^2 (1 - f_I) \frac{S_{t_{UI}}^2}{n_I}$ donde $f_I = \frac{n_I}{N_I}$ y $S_{t_{UI}}^2 = \frac{1}{N_I - 1} \sum_{U_I} (t_i - \bar{t}_{U_I})^2$ con $\bar{t}_{U_I} = \sum_{U_I} \frac{t_i}{N_I}$ es el total promedio por conglomerado.

El estimador π de la varianza es:

$$\hat{V}_{SIC}(\hat{t}_\pi) = N_I^2 (1 - f_I) \frac{S_{t_{SI}}^2}{n_I} \text{ donde } S_{t_{SI}}^2 = \frac{1}{n_I - 1} \sum_{S_I} (t_i - \bar{t}_{S_I})^2 \text{ y } \bar{t}_{S_I} = \sum_{S_I} \frac{t_i}{n_I}$$

Efecto diseño del SIC

Para analizar el Deff del diseño SIC se debe usar la descomposición de la varianza y la definición del coeficiente de homogeneidad que ahora se aplica a los conglomerados.

Para eso hay que usar $SST = SSW + SSB$ y el coeficiente de homogeneidad, δ , que es que se definió en 2.4.7. La varianza puede interpretarse como un promedio ponderado de las N_I varianzas de los conglomerados.

En función de lo anterior, se puede escribir $\delta = 1 - \frac{SSW/(N - N_I)}{SST/(N - 1)}$

Así, un valor pequeño de δ implica que los elementos en un mismo conglomerado son disímiles con respecto a la variable de interés, y_k . Por su parte, un valor alto de δ implica una gran homogeneidad de los valores de y_k en cada conglomerado.

Si $\delta = 1$ se tiene que todos los elementos de cada conglomerado son iguales entre sí, mientras que $\delta = -\frac{N_I - 1}{N - N_I}$ implica que el promedio ponderado de varianzas al interior de los conglomerados es igual a la varianza de la población y los conglomerados son muy disímiles entre sí.

Sean $\bar{N} = \frac{N}{N_I}$ el promedio de elementos por conglomerado, $K_I = N_I^2 (1 - f_I) \frac{1}{n_I}$ y

$$\text{COV} = \text{COV} (N_i, N_i \bar{y}_{U_i}^2) = \frac{1}{N_I - 1} \sum_{U_I} (N_i - \bar{N}) N_i \bar{y}_{U_i}^2$$

Si se considera $E_{\text{SIC}}(n_S) = n_I \bar{N} = n$ se obtiene $n = n_I \frac{N}{N_I} = f_I N$ y $f = f_I$ se tiene:

$$\text{Deff}(\text{SIC}, \hat{t}_\pi) = 1 + \frac{N - N_I}{N_I - 1} \delta + \frac{\text{COV}}{\bar{N} S_{y_U}^2} \quad (2.28)$$

Esta ecuación muestra que cuando δ es grande el (SIC) no es una buena estrategia usar ese tipo de diseño.

2.4.12. Muestreo en dos etapas

Como se vió, lo usual es que $V_{\text{SIC}}(\hat{t}_\pi) > V_{\text{SI}}(\hat{t}_\pi)$ y el $\text{Deff}(\text{SIC}, \hat{t}_\pi)$ sea varias veces mayor que 1. Esto se explica por la tendencia de los elementos de un mismo conglomerado a ser homogéneos entre sí, lo que implica un coeficiente de homogeneidad positivo y elevado.

Adicionalmente, la variabilidad del número de elementos por conglomerado también explicaba la ineficiencia de $(\text{SIC}, \hat{t}_\pi)$ frente a la (SI, \hat{t}_π) .

La forma más obvia de reducir $V_{\text{SIC}}(\hat{t}_\pi)$ es aumentando el número de conglomerados seleccionados. Si bien esto aumenta los costos parece lógico pensar que estos sean menores, para un mismo n_S , que en el caso de seguir una estrategia (SI, \hat{t}_π) con ese tamaño de muestra.

Una forma de aumentar el número de conglomerados seleccionados con un aumento menor en el costo es no censar los conglomerados seleccionados y tomar muestras dentro de estos. Por otra parte, si el problema de la ineficiencia del SIC se debe a que los conglomerados son muy homogéneos, tomar muestras para estimar los totales de los conglomerado seleccionados debería ser fácil, en el sentido de que bastarían muestras con modestas fracciones de muestreo para obtener estimadores del total con varianzas reducidas.

En el muestreo en dos etapas, se procede de forma diferente, porque la muestra está hecha en dos etapas de muestreo. En una primera instancia se trabaja con PSUs (primary sampling units) que son subpoblaciones creadas en la población, para poder tomar una muestra probabilística de esas PSUs, teniendo de esa manera el muestreo de primera etapa.

Se va a trabajar con estas PSUs seleccionadas en la primera etapa, usando un diseño de muestreo (muestreo de segunda etapa), para cada una de estas, teniendo en cuenta que las unidades a muestrear en esta segunda etapa, que se van a llamar SSUs (second-stage sampling units) pueden ser elementos o grupos (clusters) de elementos. Cuando las SSUs son elementos y se toma una muestra aleatoria dentro de cada una de las PSUs seleccionadas en la primera etapa tenemos un diseño en dos etapas (2E).

Si las unidades SSUs finalmente consideradas son clusters, se van a relevar todos los elementos de las SSUs seleccionados en la segunda etapa teniendo de esa manera muestreo por conglomerados en dos etapas.

En resumen tomar muestras dentro de los conglomerados seleccionados es lo que se conoce como diseño en dos etapas.

Según sea la situación, el fenómeno que se esté estudiando, puede ser necesario un muestreo con tres o más etapas de muestreo, lo que genera un muestreo en varias etapas, que nuevamente puede tener algunas variantes, dependiendo cuáles sean las unidades de la última etapa; si son elementos se dice que es muestreo multietapa, y si son grupos de elementos lo que finalmente se tiene es muestreo por conglomerados en varias etapas.

2.4.13. Muestreo autoponderado

Muchas encuestas en dos o más etapas usan diseños que se denominan autoponderados. Este tipo de diseño se caracteriza por intentar obtener probabilidades de inclusión aproximadamente iguales para todos los elementos de la población, $\pi_k \doteq \frac{n}{N}$.

De esta forma el estimador de una media poblacional es $\hat{y}_U = \frac{1}{N} \sum_S \check{y}_k = \sum_S \frac{y_k}{n} = \bar{y}_S$ así, las observaciones muestrales intervienen con el mismo ponderador, $\frac{1}{n}$.

Si se supone un diseño en dos etapas y que se conoce N_i tamaño de la i -ésima PSU $\forall i \in U_I$. En la primera etapa se selecciona una muestra s_I de tamaño n_I fijo y probabilidades de selección proporcionales al tamaño de las PSUs:

$$\pi_{Ii} = n_I \frac{N_i}{N}$$

En la segunda etapa se aplica en cada PSU seleccionada un diseño SI de tamaño fijo con $n_i = \lambda \forall i \in S_I$; entonces $\pi_{k/i} = \frac{n_i}{N_i} = \frac{\lambda}{N_i}$.

Se tiene entonces que:

$$\pi_k = n_i \frac{N_i}{N} * \frac{\lambda}{N_i} = n_i * \frac{\lambda}{N} = \pi$$

que es constante. El tamaño de muestra es $n = n_I \lambda$.

Con esta estrategia se logra:

$$\hat{t}_\pi = \sum_{S_I} \sum_{S_i} \frac{y_k}{\pi_k} = \sum_S \frac{y_k}{\pi}$$

y

$$\hat{y}_U = \frac{1}{N} \hat{t}_\pi = \frac{1}{\pi N} \sum_S y_k = \bar{y}_S$$

Las ventajas son básicamente derivadas de la sencillez del diseño:

1. Cálculo sencillo de estimadores de totales y varianzas;
2. Como el número de entrevistas por PSU es $n_i = \lambda \forall i \in U_I$ es fácil repartir el trabajo de campo;
3. No se requiere un conocimiento exacto de N_i . Si se dispone de $u_i \doteq N_i$ desconocida $\forall i \in U_I$ alcanza tomar $\pi_{Ii} = n_I \frac{u_i}{\sum_{U_I} u_i}$ y λ según el tamaño de muestra que se quiera $n = \lambda n_I$. Esto asegura π sea aproximadamente constante $\forall k \in U$.

2.4.14. Diseños en varias etapas

Siguiendo la misma lógica de considerar dos, tres o más etapas interesa ver cómo pueden establecerse diferentes diseños en forma flexible combinando según la necesidad de cada caso, los diferentes tipos de diseños “puros” vistos antes. Para eso se toman como ejemplos diferentes situaciones planteadas en el manual WHO Steps Surveillance Manual (World Health Organization, 2006) de donde se extraen las figuras que siguen correspondientes a los diferentes diseños. Siempre la lógica del diseño empleado es disponer de un marco adecuado, donde poder seleccionar las PSUs y en una segunda instancia dependiendo de la calidad de la información trabajar con dos, tres o más etapas de muestreo subsiguientes.

Para entender mejor los procedimientos se presenta brevemente en qué consiste el método de Kish que se usa como algoritmo de selección en las etapas finales.

Método de Kish

El método Kish (Mkish) proporciona un método de muestreo aleatorio para seleccionar a una persona de cada hogar, independientemente del método de muestreo utilizado para la selección de estos; es sumamente fácil de implementar.

Se necesitan 3 tipos de planillas, una para cada una de los pasos que aparecen en el cuadro 2.1 En la planilla I se recoge la información necesaria sobre el hogar para seleccionar aleatoriamente al participante del hogar; en la carátula se recopila información sobre el número de personas dentro del hogar, la edad y el sexo.

El encuestador a su vez dispone de un listado donde está identificado el ordinal correspondiente a ese hogar. Con la información del ordinal del hogar puede buscar en la planilla II qué cuadro corresponde aplicar en la planilla III. En la planilla III se seleccionar la persona a entrevistar persona teniendo en cuenta la composición del hogar que se había registrado en la planilla I.

Si se tiene por ejemplo el hogar número 16 que pertenece al cluster 5, hogar que tiene la siguiente composición.

La información que se registra en la carátula debe ordenarse:

Pasos a seguir	Descripción
(1)	Anotar la información sobre los hogares carátula de hogares (planilla I)
(2)	Identificar qué cuadro para seleccionar personas debe emplearse para ese hogar (planilla II)
(3)	Uso de planilla resumen para identificar qué persona debe seleccionarse (planilla III)

Tabla 2.1: Algoritmo para método de Kish

Sexo	Edad del	n^o adulto
M	45	
F	47	
M	23	
...	...	

Tabla 2.2: Planilla I de Kish para hogar

1. Por sexo;
2. Dentro de casa categoría por sexo, ordenado en forma decreciente de acuerdo a la edad.

En realidad para facilitar la tarea del encuestador primero se registran en forma secuencial todos los integrantes del hogar y luego se les asignan un ordinal dentro del hogar de acuerdo a sexo y luego edad. Para este ejemplo que tiene 3 integrantes en el hogar se registra en primer lugar un hombre de 45, luego una mujer de 47 y en tercer término un hombre de 23, por lo cual siguiendo el criterio de ordenamiento antes planteado, los ordinales de cada individuo son los que aparecen en la 3 columna del cuadro 2.3.

Sexo	Edad del	<i>n</i> ° adulto	Entrevistado seleccionado
M	45	1	
F	47	3	
M	23	2	
...	

Tabla 2.3: Planilla I de Kish para hogar

La planilla I de hogares proporciona información sobre qué cuadro hay que seleccionar para cada hogar, donde el número del hogar es el código del hogar o su número de serie dentro del conglomerado, en este caso el hogar 16 dentro del conglomerado 5. Aquí se debe elegir la *B2* ya que el cuadro 2.4 muestra que a partir del hogar 13 se repite la secuencia.

Hogar	Cuadro Kish	Hogar	Cuadro Kish
1	A	8	D
2	A	9	E1
3	B1	10	E2
4	B2	11	F
5	C	12	F
6	C	13	A
7	D	etc....	

Tabla 2.4: Planilla II (para hogares)

A continuación, se aplica la planilla III, teniendo en cuenta el número total de personas. Como se tenían 3 y correspondía usar el cuadro $B2$, se busca en la fila 3 (donde está $B2$), y en la columna que concide con el total de personas del hogar, en este caso 3 del cuadro 2.5. El valor que aparece es el 1, y corresponde por lo tanto encuestar al hombre de 45 que tenía el número 1 en el cuadro 2.4.

Número de cuadro	1	2	3	4	5	6
A	1	1	1	1	1	1
B1	1	1	1	1	2	2
B2	1	1	1	2	2	2
C	1	1	2	2	3	3
D	1	2	2	3	4	4
E1	1	2	3	3	3	5
E2	1	2	3	4	5	5
F	1	2	3	4	5	6

Tabla 2.5: Planilla III (Tabla de Kish resumen)

Este algoritmo depende solamente de la composición del hogar y se controla de esta manera el sesgo que se pueda producir por parte del encuestador si se le da libertad para elegir a quién encuestar.

Sexo	Edad del	Nº adulto	Entrevistado seleccionado
M	45	1	Si
F	47	3	No
M	23	2	No
...	

Tabla 2.6: Personas seleccionadas en el hogar

Diferentes diseños en varias etapas

En los diseños que se presentan en esta sección se supone que en la primera etapa se usa la misma forma de selección para las PSUs, mediante muestreo proporcional al tamaño (πps).

En el escenario que aparece en la figura 2.4 se seleccionan las PSUs (áreas de enumeración

o clusters) mediante πps y las SSUs se muestrean estratificando por edad y sexo de los individuos a ser encuestados.

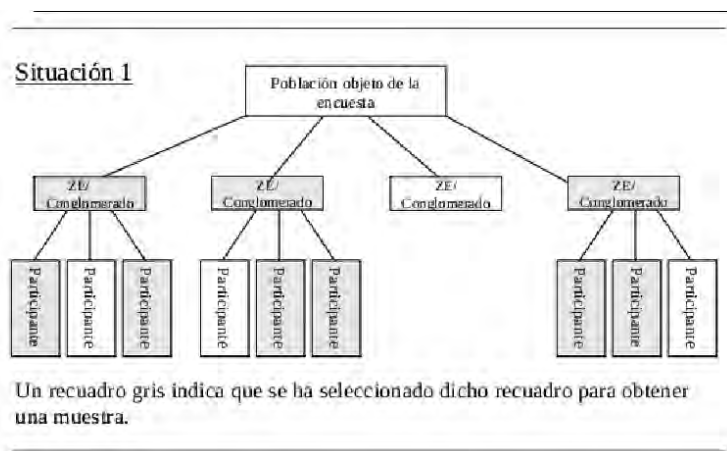


Figura 2.4: Diseño en dos etapas (PSU- πps , SSU-(ST) Estratificado por edad/sexo)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

En el segundo escenario se trabaja con tres etapas de muestreo, donde en la segunda las SSUs, son hogares que se seleccionan mediante (SI), aplicando para las TSUs, para la selección de personas el método de Kish.

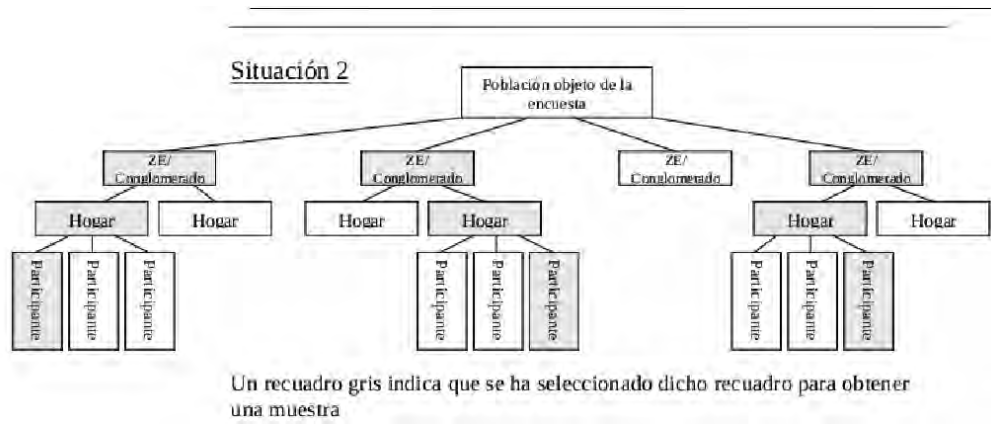


Figura 2.5: Diseño en 3 etapas (PSU- πps , SSU-(SI), TSU Método de Kish)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Este tercer escenario de la figura 2.6 supone tener previamente las SSU divididas en clusters, que se seleccionan mediante πps , para luego en la tercera etapa aplicar (ST) a las SSU, estratificando por edad/sexo.

Situación 3



Figura 2.6: Diseño en 3 etapas (PSU- πps , SSU- πps , TSU Estratificado por edad/sexo)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Para el diseño del escenario de la figura 2.7, se seleccionan las SSUs mediante πps , para en una tercer etapa seleccionar las TSUs (hogares en este caso) mediante (SI), aplicando luego la tabla de Kish para la selección de personas.

Situación 4

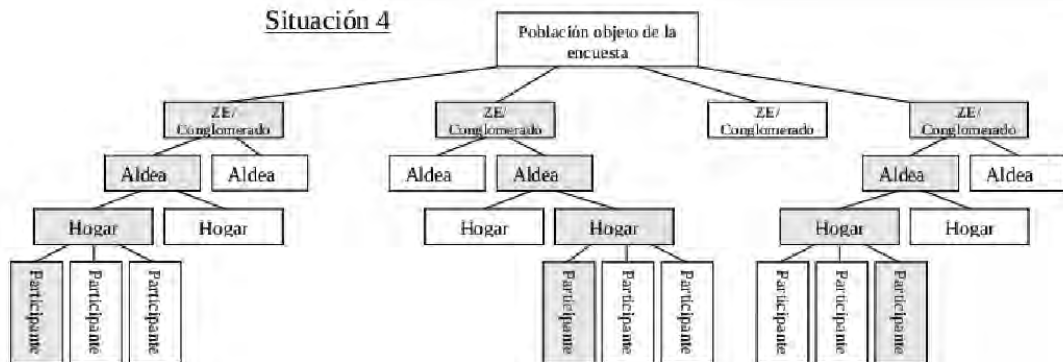


Figura 2.7: Diseño en cuatro etapas (PSU- πps , SSU- πps , TSU-(SI) de hogares Método de Kish)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

El quinto diseño de muestreo es similar al de la figura 2.6 y 2.7 en sus 2 primeras etapas de selección de PSUs y SSUs, pero donde las TSU (hogares) no se muestrean, sino que se relevan en su totalidad y finalmente mediante la aplicación de la tabla de Kish se seleccionan las personas.

El último diseño recomendado por el equipo de STEPS es muy similar al de la figura 2.8, con la diferencia de que se listan todos los residentes y en la última etapa de muestreo se seleccionan los participantes usando la tabla de kish.

Situación 5.1: Muestrear todo el conglomerado



Figura 2.8: Diseño en cuatro etapas (PSU- π_{ps} , SSU- π_{ps} , TSU-Se releva cluster entero con una sola persona por hogar a través de Método de Kish)
(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Situación 5.1: Muestrear todo el conglomerado



Figura 2.9: Diseño en tres etapas (PSU-PPS, SSU-PPS, TSU-Marco de lista de personas selección Método de Kish)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

En todos los casos la selección de las SSU en la segunda etapa se hace en forma independiente de los clusters (PSUs) seleccionados en la primera etapa; lo mismo ocurre con la tercera etapa, si es que se usa, aplicándose en forma independiente de la SSU.

Se puede seguir por último esta serie de recomendaciones (que tienen en cuenta a su vez los fundamentos teóricos vistos en las secciones precedentes para cada tipo de muestreo):

- El número de unidades (clusters o individuos) de cada etapa depende del número que se tenga de cada una en el marco, en cada etapa de muestreo;
- Evaluar el tamaño de muestra deseado global y para cada estrato (edad*sexo);
- Es más recomendable muestrear mayor cantidad de clusters de menor tamaño, que muestrear un menor número de clusters más grandes;
- Hay que considerar el costo asociado de muestrear muchas localidades

2.5. Cálculo de la Varianza por aproximación

Hasta ahora se fue presentando cómo calcular los totales de una población de acuerdo al diseño de muestreo seguido, pero, sin embargo, en los estudios sanitarios se trabaja con muestreos complejos. En general se habla de diseños complejos cuando el diseño de muestreo no es mediante muestreo aleatorio simple, sino que se usan varias etapas, que suponen considerar estratos o conglomerados, tal como presentan en su trabajo (Guillén et al., Oct), (Cañizares Pérez et al., Mar), y donde no se puede ignorar el diseño para no tener estimaciones puntuales sesgadas. Es fundamental calcular correctamente el error de estimación, a través de la varianza.

Va a ser necesario en los diseños complejos estimar y medir errores de otros parámetros más complicados que los totales como son los promedios, ratios de totales, medianas, proporciones, cuantiles, coeficientes de regresión. Todas esas cantidades se pueden expresar como funciones de los totales poblacionales:

$$\theta = f(t_1, t_2, \dots, t_q)$$

con $t_j = \sum_U y_{jk}$. Si se supone que θ es una función lineal de los totales $\theta = a_0 + \sum_{j=1}^q a_j t_j$, entonces va a ser muy sencillo poder estimar y calcular errores porque se va a tener $\hat{\theta} = f(\hat{t}_1, \hat{t}_2, \dots, \hat{t}_q) = a_0 + \sum_{j=1}^q a_j \hat{t}_{j\pi}$ para el que se va a poder medir el error a través de:

$$V(\hat{\theta}) = V\left(\sum_{j=1}^q a_j \hat{t}_j\right) = \sum_{j=1}^q \sum_{j'=1}^q a_j a_{j'} C(\hat{t}_{j\pi}, \hat{t}_{j'\pi}) \quad (2.29)$$

La clave entonces de poder plantear esto es que el cálculo de $V(\hat{\theta})$ se facilita ya que se hace por aproximación, mediante métodos numéricos. Este es uno de los motivos por

los cuales no se pueden efectuar estos cálculos con paquetes estadísticos convencionales, aspecto que se verá mas adelante en la sección 2.15.

Un intervalo aproximado para t , al nivel de confianza $(1-\alpha)$ viene dado por:

$$\hat{t}_0 \pm \phi_{1-\alpha/2} \left[\hat{V}(\hat{t}_\pi) \right]^{1/2} \quad (2.30)$$

con $\Phi(z_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha/2$, donde $\Phi(z)$ es la función de distribución de una variable $N(0, 1)$.

2.6. Cálculos de los tamaños de muestras

El error muestral que se comete en la estimación de un parámetro depende del tipo de diseño establecido para seleccionar los elementos que integran la muestra. En general los diseños complejos son mas ineficientes que si se trabaja con (SI). A su vez podría pasar que si se logra estratificar el (STSI) puede ser más eficiente que el (SI) pero no es una situación frecuente en los diseños en varias etapas. Por ese motivo en general a tamaños de muestra iguales, el error es mayor si se utiliza un diseño complejo que bajo muestreo aleatorio simple (SI), tal como se vio en la sección 2.4.5.

Bajo un diseño MAS la determinación del tamaño depende:

- del nivel de confianza aceptado, α ;
- la precisión deseada;
- el parámetro θ que se desea evaluar.

Para ese parámetro se desea poder dar un intervalo de confianza que verifica la siguiente relación:

$$\hat{\theta}(m) \pm \phi_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{V}[\hat{\theta}]} \quad (2.31)$$

donde $\theta(m)$ puede ser media, proporción, odds ratio, riesgo relativo, coeficiente de concordancia, valores de sensibilidad y especificidad en pruebas diagnósticas.

$$P(|\hat{\theta} - \theta| > \epsilon) < \alpha$$

es el (IC) que bajo determinadas condiciones puede suponerse con distribución asintótica normal y que puede reformularse como:

$$P\left(|\hat{\theta} - \theta| > \Phi_{1-\alpha/2} \sqrt{\text{var}(\hat{\theta})}\right) = \alpha$$

Para eso a partir del cálculo que se hace bajo el supuesto de (SI) se puede exactamente derivar cuál es el factor de inflación de la varianza a través del Deff o trabajar con las

fórmulas que permiten obtener el tamaño de muestra en función de la precisión bajo supuesto MAS y corregirla por el efecto de diseño. Esto implica decidir un rango para el Deff que en general puede estar entre [1; 3] siguiendo recomendaciones de Adecuacy of sample size in health studies (Lwanga y Lemeshow, 1991). En ese libro los autores plantean a través de una serie de ejemplos cómo determinar los tamaños de muestras necesarios para diferentes diseños de estudios, condicionados a determinados niveles de error absoluto y relativo para una confianza dada.

2.7. Estimación de parámetros

Hasta el momento se presentaron los resultados para los diferentes tipos de diseños, pero teniendo en cuenta como único parámetro a ser estimado el total o los totales para algunas variables en estudio. Esto tal como se dijo en la sección 2.5 es en virtud de que los demás parámetros se pueden obtener a partir de los totales $\theta = f(t_1, t_2, \dots, t_q)$.

En epidemiología y salud pública los parámetros que más comúnmente se necesita evaluar son tasas que directamente se estiman con los totales, pero también es necesario evaluar promedios, cuantiles, ratios que deberán ser estimados apropiadamente, teniendo en cuenta el diseño de muestreo empleado. Este aspecto es muy importante porque no necesariamente las estimaciones que se hagan para estos parámetros tienen las propiedades que sí tenían los totales, en los que están basados, como por ejemplo el insesgamiento.

Para conocer cuanto se aparta el valor estimado, del verdadero valor se proponen el sesgo $B(\theta)$ y el ECM (error cuadrático medio) $ECM(\theta)$

$$ECM(\hat{\theta}) = E[(\hat{\theta} - \theta)^2] = V(\hat{\theta}) + [B(\hat{\theta})]^2 \quad (2.32)$$

la ecuación 2.32 que trabaja a nivel de la estimaciones da una relación entre la precisión $V(\hat{\theta})$ y la distancia al verdadero valor medido por el sesgo $B(\hat{\theta})$. Se trata entonces de asegurarse que el sesgo sea pequeño en forma relativa al error estándar:

$$BR(\hat{\theta}) = \frac{B(\hat{\theta})}{[V(\hat{\theta})]^{1/2}} \quad (2.33)$$

Si se manipula algebraicamente 2.33 se obtiene una relación entre en el sesgo y el intervalo de confianza, que da una probabilidad de cobertura del parámetro θ .

$$P_0 = P \left[-\phi_{1-\alpha/2} - BR(\hat{\theta}) < Z < \phi_{1-\alpha/2} - BR(\hat{\theta}) \right] \quad (2.34)$$

donde $Z = \frac{\hat{\theta} - E(\hat{\theta})}{[V(BR(\hat{\theta}))]^{1/2}}$ y se puede ver que P_0 intervalo de cobertura tiene la probabilidad $1 - \alpha$ si $BR(\hat{\theta})$ es pequeño, tal como aparece en el cuadro 2.7 que plantean Särndal et al en (Särndal et al., 1992), página 165.

$ BR(\hat{\theta}) $	P_0
0.00	0.95
0.05	0.9497
0.10	0.9489
0.30	0.9396
0.50	0.9210
1.00	0.8300

Tabla 2.7: Probabilidad de cobertura en función de $BR(\hat{\theta})$

2.7.1. Estimación de ratios

Cuando se trabaja con 2 totales, los que luego se usan para evaluar un ratio se tiene:

$$R = \frac{t_y}{t_z} = \frac{\sum_U y_k}{\sum_U z_k} \quad (2.35)$$

si por ejemplo y_k es el total de ingresos de el hogar k –ésimo y z_k es el número de personas del k –ésimo hogar, donde R representa el ingreso per cápita o podría ser R el ratio de contaminación, si por ejemplo y_k es el total de metales pesados de la parcela k –ésima muestreada y z_k el área total de la k –ésima parcela en un estudio ecológico. En particular, existen situaciones frecuentes donde es más complejo el efecto de trabajar con ratios, ya que son cocientes de transformaciones de las variables originales, donde las propiedades matemáticas de linealidad se pierden, haciendo más difíciles los cálculos de las estimaciones y de los errores (a través de las varianzas). Tal es el caso de los índices no lineales muy usados o que incluso el investigador decide crear -hoc”según sus necesidades. Como ejemplo se puede presentar el índice de masa corporal que aparece en 4.2 en el capítulo 4, donde se plantea forma de cálculo y la estimación en la muestra. Tal como se dijo al principio de la sección 2.7, frente a la necesidad de tener que estimar parámetros, se pueden representar como transformaciones de los totales, para los que si se plantearon mecanismos de estimación según el diseño muestral en cuestión en toda la sección 2.4, se debe tener en cuenta 2 aspectos mas:

- Los estimadores de esos parámetros se modifican tanto como debe ser transformado un total en ese nuevo parámetro (media, tasa, cuantil, coeficiente de regresión);
- Además de la incertidumbre contemplada en el cálculo de errores (asociadas a las varianzas) se agrega un nuevo componente que es el sesgo, tal como se vió en 2.32 y en 2.33. Se tratará de ahora en más de tener idea de cual es la magnitud de ese error extra y acotarlo.

2.8. Estudio en dominios

Sin importar cuál sea la estrategia de muestreo adoptada, en función de la información disponible, los alcances del estudio y por lo tanto el diseño de muestreo resultante, muy frecuentemente el epidemiólogo tiene necesidad de poder estimar, no solamente para toda la población U , sino para alguna subpoblación de ella, como puede ser por ejemplo en función de características de las personas (si fuese una encuesta a personas), como el sexo, tramo de edad, lugar de nacimiento; todas estas categorías para cada atributo medido forma lo que se denomina dominios, donde se parte a la población $U = 1, 2, \dots, N$ en subpoblaciones o subconjuntos U_1, U_2, \dots, U_D y donde N_d es el tamaño de la población U_d .

Lamentablemente esa necesidad de poder tener estimaciones en esos dominios no se plantea desde el inicio, lo que acarrea problemas luego al analizar la información y generalizar resultados, ya que los tamaños muestrales obtenidos son pequeños y aleatorios. Este aspecto agrega dificultad extra, ya que las precisiones, que son función del tamaño de muestra cambian, lo que hace que no se pueda muchas veces dar resultados desagregados por dominio, por no haber sido contemplado en el diseño, ni en el cálculo del tamaño muestral.

2.9. Métodos de Muestreo en Encuestas de Panel

En principio, se extrae una muestra s de la población U de N individuos, bajo un diseño $p(s)$ ¹ de tamaño n_s . Si se trata de un panel puro, la muestra será extraída una sola vez en el "cero", definido como el momento anterior a la primera etapa de entrevistas y será observada en ese y momentos posteriores.

Las condiciones ideales se resumen con el cumplimiento de:

- Los n_s individuos que pertenecen a la muestra inicial son entrevistados tanto en el primer momento como en los siguientes; mantienen durante todo el estudio el interés de pertenecer al panel, y no se registran bajas de ninguna unidad por motivo alguno (por ejemplo, no existe fallecimiento de unidades). Se obtienen así valores de la variable de interés Y para cada individuo en cada ola.
- La población U está fija en el tiempo.

2.9.1. Estimación transversal y longitudinal

La utilización de muestras por panel permitirá medir la evolución de la variable Y en el tiempo, además de obtener las estimaciones usuales de un muestreo transversal.

La obtención de estimadores insesgados de totales para ambos casos es sencilla y directa y sigue la misma lógica que fue presentada en 2.4.3 estimándose en cada momento del tiempo ($i = 1, 2, 3, \dots$), el total poblacional de la variable Y (definido como $t_i =$

1. La elección del diseño a utilizar depende del objeto de estudio y no de la utilización de paneles

$\sum_{k \in U} y_{ik}$, donde y_{ik} es el valor de la variable y en la i -ésima ola de entrevistas para el individuo k):

$$\hat{t}_{\pi_i} = \sum_{k \in s} y_{ik} \frac{1}{\pi_k} = \sum_{k \in s} \hat{y}_{ik} \quad (2.36)$$

Cada individuo es ponderado por el inverso de su probabilidad de selección en la muestra $\frac{1}{\pi_k}$, que es constante para todo i , dado que bajo las condiciones ideales establecidas, una vez que la unidad pertenece a la muestra, será entrevistada en todas las olas.

Cambios entre olas

La aplicación específica de las encuestas de panel consiste en la estimación del cambio de la variable de interés Y entre la ola j y la ola $j + h$.

Los estimadores propuestos son insesgados y de cálculo sencillo, aunque su desarrollo está basado en supuestos muy restrictivos que rara vez se cumplen en la práctica: la existencia de respuesta perfecta y población fija en el tiempo. Bajo condiciones ideales se puedan manejar ponderadores constantes en el tiempo para cada elemento.

Existen casos de paneles para los cuales estos supuestos pueden llegar a cumplirse, por ejemplo, la medición del crecimiento de árboles en una plantación determinada en caso de que los árboles no mueran. La muestra de árboles seleccionada se mantendría intacta a lo largo de todo el período de medición, haciendo que sea posible obtener datos en todas las etapas.

Cuando el estudio refiere a personas u hogares, es muy improbable que en cada instancia serán medibles todas las variables en estudio para todas las unidades. Los fallecimientos, las mudanzas, y hasta la negativa del individuo seleccionado a contestar alguna pregunta en particular o todo el cuestionario, son hechos muy comunes y deben tomarse en cuenta al momento de realizar un análisis estadístico.

2.10. Otros procedimientos de muestreo

Hasta el momento se han planteado diferentes situaciones donde aplicar los diseños de muestreo antes presentados en formato puro o, como generalmente se hace, combinándolos, ya sea en estudios sanitarios convencionales (casos y controles, cohortes, ecas) o encuestas de base poblacional. En esta sección el enfoque es con la ayuda del muestreo probabilístico, poder dar solución a ciertos problemas, que se presentan en el ámbito de la epidemiología y de la salud pública, adaptando los resultados desde muy diferentes ámbitos como la veterinaria, la ecología, y los procesos industriales.

2.10.1. Muestro de calidad por lotes (lqas)

El muestreo de aceptación de lotes, en inglés Lot Quality Assurance Sampling (lqas), es una técnica que se desarrolló en la industria como forma de poder monitorear los pro-

cesos industriales y lograr evaluar lo que se llama el SPC (Statistical Process Control), que significa saber si el proceso está bajo control estadístico.

En esos procesos industriales hay una serie de acciones que se hacen en forma permanente, y que están sujetas a error (por ejemplo al fabricar dispositivos electrónicos, se sabe que hay algunos que pueden estar defectuosos, y que por lo tanto es necesario tomar una medida correctiva y detener el proceso de fabricación). Sin embargo no es posible evaluar todas las piezas por la cantidad de recursos humanos que involucra y el costo asociado a esto, por lo cual se recurre solamente a evaluar una parte, para el caso de la fabricación de dispositivos electrónicos, un lote. Ese lote es el que finalmente se evalúa para tomar la decisión de seguir el proceso, ya que se considera bajo control (lo que supone admitir un margen de piezas defectuosas) o detener el proceso y rechazar el lote, esto se selecciona mediante muestreo probabilístico.

El uso del lqas en epidemiología o salud pública es la misma, es decir poder saber si el nivel de cumplimiento de indicadores asociados a los procesos de gestión, programas de salud, muestran que estos se están desarrollando de acuerdo a las metas prefijadas. Es entonces que queda claro la potencia de esta técnica para ayudar a medir en situaciones como la evaluación de la cobertura vacunal (Sanitaria, 2002), (Tawfik et al., 2001), (Farjas et al., 2002), la evaluación de planes de monitoreo del crecimiento en los sistemas de salud en países en desarrollo (Valadez et al., 1996), la calidad de atención en pacientes con patologías crónicas como la hipertensión tal como se muestra en (Suárez-Varela et al., 2007), en la calidad de atención de los servicios de atención primaria (López-Picazo Ferrer, 2001), tal como lo muestra el ensayo de campo de la OMS, (WHO, 2003) que combina el lqas con pruebas diagnósticas para identificar comunidades con determinados valores de prevalencia de tracoma.

Para ver con precisión en qué consiste el método se puede considerar lo que Silva (Silva, 2000) plantea a partir de la definición en la literatura sobre control de calidad en la industria, sobre el muestreo para la aceptación de lotes, como el proceso de evaluar una porción de un lote de un determinado producto con el propósito de aceptar o rechazar el lote en su totalidad.

Para la aplicación de esta técnica es necesario definir la característica que va a ser observada, que en general se operacionaliza a través de una variable dicotómica que permite identificar cada elemento del lote como “defectuoso” o “no defectuoso”; luego lo que se necesita es hacer un recuento de la cantidad de elementos defectuosos en la muestra o lote, lo que permite calcular el estadístico d , que se compara con $d_0 = Np_0$ (valor esperado de piezas defectuosas) donde p_0 sería la proporción de elementos defectuosos que se considera el umbral de aceptación. Es importante tener en cuenta que es irrelevante en este caso cómo se define la variable que cuenta el fracaso o éxito y si por ejemplo

se estuviese usando el lqas para evaluar el estado de inmunización en una población, como en algunos de los ejemplos citados, se tendría que p_0 sería la proporción de no vacunados, por encima del cual habría que disparar la vacunación; mientras que p_1 es la proporción de no vacunados, con lo cual si verifica $p_1 < p_0$ se considera como un lote suficientememnte inmunizado. Es decir que si el porcentaje está por encima de ese valor el lote, se considera lote inaceptable y la proporción complementaria (porcentaje de no defectuosos) se denomina nivel de calidad rechazable (NCR), y establece un umbral inferior de cumplimiento de la calidad.

Se recomienda elegir el lote o población lo más homogéneo posible respecto a la característica que se pretende evaluar, ya que si no se debe usar la alternativa de muestreo de lqas en 2 etapas.

Reglas de decisión

El riesgo α es la probabilidad de que un lote con proporción de defectuosos inferior al umbral sea valorado como defectuoso o error de tipo I, lo que es equivalente a considerar $1 - \alpha$ como el nivel de confianza, donde α es la probabilidad de decidir en favor de H_1 cuando H_0 es verdadera

$$\alpha = P[H_1/H_0]$$

Como toda decisión involucrada en una prueba de hipótesis está impícito el error de tipo II probabilidad de que un lote con nivel de cumplimiento inferior al NCR sea valorado como bueno y que se evalua como β ,

$$\beta = P[H_0/H_1]$$

donde $1 - \beta = P[H_1/H_1]$ es la potencia del test estadístico.

Decisiones		
Hipótesis verdadera	H0	H1
H1	β Error tipo II	$1 - \beta$ Potencia del test
H0	$1 - \alpha$	α Error tipo I

Tabla 2.8: Regla de decisión en las pruebas de hipótesis

Modelos usados en lqas

Los lotes son analizados y cuando se llega a $d = d_0 + 1$, donde d es la cantidad de piezas defectuosas y d_0 cantidad esperada de piezas defectuosas el lote se rechaza, aunque todavía queden individuos por evaluar. En trabajos de Boutros que aparecen en

(Boutros-Toni, 2003) se puede ver cómo es el comportamiento del método; hay que tener en cuenta que el mecanismo de muestro es tal que se hace sin reposición, con lo cual la distribución que se induce es la hipergeométrica que tiene las siguientes características:

para lo que se tiene $E(d) = np$, $V(d) = \frac{N-n}{N-1}np(1-p)$ que permite evaluar α y β

$$\alpha = P[H_1/H_0] = P(d \leq d_{0H_0}) \quad (2.37)$$

y

$$1 - \beta = P[H_1/H_1] = P(d \leq d_{0H_0}) \quad (2.38)$$

Esta relación de α y β es tal que se dan para un par de valores de (n, d_0) pero sabiendo que muchas veces no se puede modificar n para los valores dados del riesgo y de la potencia sino que n es dado por razones de costo (monetario o de recursos humanos). Se pueden a su vez encontrar relaciones para α y β a través de distribuciones aproximadas como la binomial, con $E(d) = np$, $V(d) = np(1-p)$.

Si N es grande y p no está muy cerca de los extremos (0 o 1) se puede usar la aproximación a través de la distribución normal con:

$$E(d) = np, V(d) = \frac{N-n}{N-1}np(1-p)$$

donde n tamaño de muestra es:

$$n = \frac{\Phi_{1-\alpha} * \sqrt{p_0(1-p_0)} + \Phi_{1-\beta} * \sqrt{p_1(1-p_1)}}{(p_1 - p_0)^2}$$

que permite el cálculo de α y β como para el caso de la binomial o usar la corrección de n por :

$$n' = \frac{n}{4} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4}{n|p_0 - p_1|}} \right)^2 \quad (2.39)$$

Otros artículos que presentan la aplicación de esta metodología son (Saturno, 2000) y (Fernandez-Fernandez et al., 2000).

2.10.2. Muestro secuencial

Muy emparentado con el lqas, existe otra forma de muestrear unidades, ampliamente usado en los ensayos clínicos, a partir de la adaptación del análisis secuencial o muestreo secuencial como se le conoce en la industria. En este caso se está frente a un diseño de muestreo que no tiene un tamaño fijo, ya que como en el lqas se monitorea el proceso bajo estudio, ingresando elementos en forma secuencial (pueden ser piezas, en los ensayos clínicos son pacientes) con la diferencia que lo que interesa es tomar la decisión de parar el estudio o inclusión de elementos, decidiendo si el proceso de fabricación es mejor que el que se venía empleando o para el caso de la epidemiología clínica, si una terapia es

mejor que la convencional, o si un fármaco es mejor que el que se usa de rutina. (Van der Tweel y Van Noordb, 2003).

Para tomar la decisión de detener el estudio el epidemiólogo recurre a las prueba de hipótesis, donde parte de una hipótesis nula que supone que el nuevo tratamiento es igual al de referencia $H_0 \implies \theta = 0$, La hipótesis verdadera ouede ser rechazada en 2 situaciones:

- el nuevo tratamiento es superior al tratamiento de referencia;
- el nuevo tratamiento es inferior al tratamiento de referencia.

La hipótesis podrá se rechazada con una potencia $\eta(\theta)$, que se descompone como:

$$\eta(\theta) = \underbrace{\eta^+(\theta)}_{(1)} + \underbrace{\eta^-(\theta)}_{(2)}$$

donde (1) es la potencia asociada al caso del tratamiento superior al de referencia y (2) el caso del tratamiento inferior que el de referencia.

La forma de implementar el muestreo secuencial, es a través de ver cómo cada individuo que entra al estudio en forma aleatoria está dentro o fuera de la regiones o fronteras de decisión, de esa prueba de hipótesis que se va haciendo en forma secuencial. La inclusión consecutiva determina una trayectoria aleatoria, donde si se atraviesa alguna de las fronteras (inferior y superior) el estudio se detiene. Esas fronteras dependen del nivel α y β (errores de tipo I y tipo II) y se pueden determinar a partir de los resultados desarrollados en (Wald, 1966), (Wald, 1945). Boutros amplia estos trabajos en (Boutros-Toni, 1972), (Boutros-Toni, 1981) a partir. (Armitage, 1960)

Para el cálculo de A (límite superior) y B (límite inferior) que son cotas para la razón de verosimilitud bajo ambas hipótesis, se usa el test de Wald, donde las situaciones se pueden dar como

- $B < \frac{L_{1n}}{L_{0n}} < A$ (1);
- $\frac{L_{1n}}{L_{0n}} \geq A$ (2);
- $\frac{L_{1n}}{L_{0n}} \leq B$ (3).

Esas inecuaciones condicionan una región donde si se verifica (1) no se toma ninguna decisión lo que implica seguir con el ensayo. Si se da la situación que aparece en (2) se tomará la decisión en favor de H_0 y si es la inecuación (3) la que se verifica se toma la decisión contraria a favor de H_1 . El cálculo exacto para A y B es muy trabajoso, por lo cual existen soluciones analíticas aproximadas y soluciones gráficas.

Para eso es importante conocer el modelo de probabilidad que hay para la variable que se está muestreando; la solución gráfica para tomar la decisión implica construir un gráfico de coordenadas donde en las abscisas se consideran la cantidad de individuos ingresado al estudio hasta ese momento y en las ordenadas se sitúa un estadístico $\sum x_i$ que depende de los datos (que es el valor acumulado de los valores observados). Cada fenómeno que se esté estudiando tiene un modelo de probabilidad, por lo cual si sigue una ley normal; para el caso del promedio de la variable y que se está testeando, habrá una forma de determinar las fronteras o bordes, otra si lo que se está testeando es la varianza. En la práctica de la epidemiología clínica pueden haber muchas situaciones donde el modelo puede ser de tipo poisson cuando es variable de conteo, o modelo hipergeométrico cuando es muestreo sin reposición.

Por ejemplo, para el caso de una variable normal, si se desea estudiar el promedio se parte de tener un valor θ_0 (valor de referencia) y de θ_1 valor alternativo para las medias poblacionales, y de un valor dado de σ^2 para la varianza. En este caso la recta de aceptación es:

$$y_a = \frac{\sigma^2}{\theta_1 - \theta_0} \ln \frac{\beta}{1 - \alpha} + \frac{\theta_0 + \theta_1}{2} n$$

la recta de rechazo es:

$$y_a = \frac{\sigma^2}{\theta_1 - \theta_0} \ln \frac{1 - \beta}{\alpha} + \frac{\theta_0 + \theta_1}{2} n$$

n es el número de observaciones consideradas al momento de tomar la decisión de si interrumpir el ensayo o continuar.

Ambas rectas tienen la misma pendiente y se trata de ver si la trayectoria que sigue $\sum x_i$ está siempre dentro de los límites (las rectas) y se decide interrumpir el estudio al haber llegado a un máximo de individuos incluidos, o por el contrario en algún momento se tomó algunas de las 2 decisiones (al cortar la curva la recta inferior o superior)

2.10.3. Muestreo para captura y recaptura

El método de Captura y Recaptura es una técnica de muestreo muy usada en Ecología; en (Thompson, 2002) se presenta cómo estimar los tamaños de una población, ya que muchas veces resulta difícil poder detectar todos los individuos al no existir un marco de lista. Esta técnica que también se conoce como capture-recapture, capture-mark-recapture, mark-recapture, sight-resight, mark-release-recapture se adapta muy facilmente a la epidemiología cuando es necesario conocer la exhaustividad o completitud en los registros de las enfermedades como, por ejemplo, la cantidad de personas que necesitan determinadas prestaciones vinculadas a patologías como dificultades de aprendizaje, adicción a las drogas, etc.

Por ejemplo (Domingo-Salvany et al., 1998) proponen una mejora de la estimación en la prevalencia de consumo de opio en Barcelona a través de la aplicación de modelos loglineales que se ajustan teniendo en cuenta el sexo, la edad y residencia sobre los cálculos que surgen de la aplicación de los métodos de captura y recaptura. Un planteo similar hacen (King et al., 2005) ajustando el efecto de las variables sociodemográficas pero desde una perspectiva bayesiana, mediante modelos loglineales para los consumidores de drogas inyectables en Escocia.

Gurgel et al en (Gurgel et al., 2004) muestran en su trabajo cómo estimar la cantidad de niños viviendo en situación de calle en la ciudad de Aracayú, Brasil; es una de las tantas situaciones que se caracterizan por ser poblaciones elusivas (dinámicas), que se mueven, lo que dificulta su detectabilidad (Martin et al., 1997). También se ha adaptado esta metodología para poder evaluar la cantidad de casos adversos a una vacuna ya que se sabe que no hay exhaustividad en los casos reportados (Verstraeten et al., 2001), en los brotes epidémicos (Gallay et al., 2000) o para la subdeclaración de casos de violencia familiar (Oosterlee et al., 2009). En (Simondon y Khodja, 1999), mediante captura-recaptura, logran estimar el error de clasificación en la eficacia de las vacunas en los ensayos clínicos controlados, al tener que lograr un equilibrio entre sensibilidad y especificidad, evitando el tener que trabajar con tests diagnósticos en paralelo, lo que es equivalente a trabajar con conteo de casos a partir de múltiples fuentes.

La técnica de captura-recaptura consiste en la aplicación de 2 muestras consecutivas, tanto para personas (que es lo que va a interesar) como para animales. En la primera muestra se capturan una serie de individuos, a los cuales se los marca (en epidemiología veterinaria se habla de caravanear los animales) y se hace un recuento primario; luego estos individuos se liberan para en una segunda instancia, al volver a muestrear, recapturar una parte de ellos (podría ser eventualmente la totalidad) y hacer un segundo recuento. Con esta nueva información se logra estimar el total de la población bajo estudio. Si se supone que x es el tamaño de primera muestra, y el tamaño de la segunda muestra, de los cuales x son los que originalmente se habían marcado, se podría estimar el total τ suponiendo que la segunda muestra es representativa de la población total o, lo que es lo mismo, la proporción de animales recapturados (en la segunda muestra) es representativo de la proporción de animales marcados en la población, para lo cual siguiendo a el trabajo de (Thompson, 2002) se tiene:

$$\frac{x}{y} = \frac{X}{\tau} \Rightarrow \frac{x}{X} = \frac{y}{\tau} \Rightarrow \hat{\tau} = \frac{y}{x}X \quad (2.40)$$

estimación puntual que se puede acompañar del intervalo de confianza al $100(1 - \alpha) \%$ con la aproximación de la varianza

$$\hat{var}(\hat{\tau}) = \frac{Xy(X - x)(y - x)}{x^3} \quad (2.41)$$

teniendo:

$$\hat{\tau} \pm \Phi_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{v\hat{ar}(\hat{\tau})}$$

que para el caso de que en la recaptura el recuento de $x = 0$ por lo cual

$$\tilde{\tau} = \frac{(y+1)(X+1)}{(x+1)} - 1 \quad (2.42)$$

a partir de lo que sugiere (Seber 1970,1982) como estimador insesgado de la varianza:

$$v\hat{ar}(\tilde{\tau}) = \frac{(X+1)(y+1)(X-x)(y-x)}{(x+1)^2(x+2)} \quad (2.43)$$

donde el intervalo de confianza es muy similar al anterior

$$\tilde{\tau} \pm \Phi_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{v\hat{ar}(\tilde{\tau})}$$

2.10.4. Método de respuesta aleatorizada

Muchas veces existen situaciones donde se agrega una dificultad extra para la cuantificación de algunos fenómenos, porque son de delicado tratamiento. Por ejemplo las cuestiones relacionadas a la vida íntima de las personas, que habitualmente pueden ser consideradas como conductas socialmente censuradas o prácticas ilegales tal como presenta Silva, son difíciles de evaluar (Silva, 2000). Ejemplo de ellos son las vinculadas a las prácticas sexuales, o lo son el tema del aborto. Se tratan de preguntas comprometedoras que favorecen que la veracidad de las respuestas no sea la deseada, lo que condiciona al investigador a la hora de poder formular conclusiones, porque se tiene un sesgo no deseado y muchas veces elevado.

Para eso se han manejado diferentes abordajes para disminuir ese efecto, como los que se presentan en (Silva, 2000) y (Särndal et al., 1992). En esos libros, a partir de los trabajos de Warner (1965), se introducen mecanismos de aleatorización, como es el tirar un dado o elegir una tarjeta. De esta manera sin revelar el resultado obtenido de este mecanismo al azar el encuestado da una información que depende de acuerdo a cierta regla antes predeterminada, del resultado de este experimento como de la pregunta que se está estudiando.

En una encuesta sobre conocimientos en la población acerca de las conductas de riesgo en las prácticas sexuales si se quiere saber, por ejemplo, si la persona tiene relaciones sexuales con personas de su mismo sexo se puede seguir a Warner; se propone usar algún mecanismo aleatorio como tirar un dado o elegir una tarjeta, donde los resultados pueden ser 2, lo que determina los estados S y S^* . Se determina que el Se tiene el atributo A (vinculado con S) y No se tiene el atributo A (vinculado con S^*) donde el entrevistado solo la respuesta que da es si es cierta o falsa. Finalmente la estimación se hace a través del cálculo de probabilidades asociado con el experimento propuesto, que se presenta a continuación y que como se verá está basado en el supuesto de que la persona no miente,

dado que entendió que a través de este mecanismo se está preservando el anonimato (esto es esencial para que el método funcione).

Como se dijo se puede saber la probabilidad π , con la cual el experimento elige el estado S , lo que permite construir un estimador insesgado del fenómeno bajo estudio. Se supone $y_k = 1$, si el k -ésimo encuestado en la población de tamaño N tiene el atributo A y $y_k = 0$ si no lo tiene. Por otro lado se considera para $k \in s$ (la muestra) $x_k = 1$ si el entrevistado k -ésimo da la respuesta Verdadera $x_k = 0$ en caso contrario. Combinando ambos resultados, se puede definir un estimador indirecto a través de:

$$P_{rc}(x_k = 1) = y_k\pi + (1 - y_k)(1 - \pi) = 1 - \pi + (2\pi - 1)y_k \quad (2.44)$$

donde π es la probabilidad asociada al resultado del experimento (se puede suponer por ejemplo que al tirar un dado se elige que tiene el atributo A , si salió el 1 o el 2 y que no tiene A si salió 3, 4, 5, 6). Trabajando con la ecuación (2.44) se tiene:

$$\hat{y}_k = \frac{x_k + \pi - 1}{2\pi - 1} \quad (2.45)$$

Este estimador es insesgado tiene $E_{ea} = y_k$ y una varianza:

$$V_{ea}(\hat{y}_k) = \frac{\pi(1 - \pi)}{(2\pi - 1)^2} = V_0 \quad (2.46)$$

No se puede trabajar para estimar el total en la muestra de personas que tienen la característica estudiada, con el π estimador clásico $\hat{t}_\pi = \sum_s \frac{y_k}{\pi_k}$ sino con $\hat{t}_{RA} = \sum_s \frac{\hat{y}_k}{\pi_k} =$.

Se puede mostrar que:

$$E(\hat{t}_{RA}) = E_p\{E_{EA}[\sum_s \frac{\hat{y}_k}{\pi_k} | s]\}$$

$$E_p(\sum_s \frac{y_k}{\pi_k}) = \sum_U y_k = t$$

Para obtener finalmente por ejemplo la varianza asociada a este estimador se descompone en 2 fuentes:

$$V(\hat{t}_{RA}) = V_p[E_{EA}(\hat{t}_{RA} | s)] + E_p[V_{EA}(\hat{t}_{RA} | s)]$$

la que luego de operar queda como:

$$V(\hat{t}_{RA}) = V_p(\hat{t}_\pi) + \left(\sum_U \frac{1}{\pi_k} \right) V_0$$

donde $V_p(\hat{t}_\pi)$ es el componente de la varianza del estimador π y el $\left(\sum_U \frac{1}{\pi_k} \right) V_0$ representa el costo que se paga en imprecisión por tener una correcta estimación de t . En el libro Diseño razonado de muestras y captación de datos para la investigación sanitaria (Silva,

2000),se propone un ejemplo muy claro e ilustrativo basado en la encuesta de fecundidad llevada adelante en Alberta, Canadá en 1973, para la evaluación del aborto (ilegal en esa época en ese país), donde se realizaron 2 preguntas:

1. ¿Ha tenido un aborto provocado (terapéutico o ilegal) a lo largo de 1972?;
2. ¿Se ha casado en alguna oportunidad?.

En el cuadro que sigue aparecen los resultados que se obtuvieron al realizarse 3 formas de preguntar diferentes, a través de 3 muestras independientes

1. Encuesta 1: se preguntan directamente ambas preguntas;
2. Encuesta 2: se les solicitó enviar la respuesta por correo en forma anónima;
3. Encuesta 3: se aplicó el método de respuesta aleatorizada a través del uso de una 'ruleta casera' (cartón circular dividido en 4 cuadrantes con una aguja que gira en el medio) que permitía entonces hacer la pregunta en estudio (Tuve un aborto el año anterior, con un cuadrante) y (No tuve aborto el año anterior con 3 cuadrantes).

De esta manera Silva compara los resultados mostrando cómo el uso del método de respuesta aleatorizada corrige ampliamente los resultados.

	Encuesta 1 Directa	Encuesta 2 Anónima	Encuesta 3 R. Aleatorizada
Tamaño muestral	327	269	342
ha tenido un aborto provocado (terapéutico o ilegal) en 1972	0,3 %	0,8 %	3,2 %
Se ha casado en alguna oportunidad?	82,3 %	81,8 %	84,4 %

Tabla 2.9: Estimaciones de porcentajes de mujeres con abortos y de mujeres casadas según método de encuesta

Si se tiene en cuenta el cálculo de los totales para cada encuesta, usando información auxiliar (el número de mujeres en edad fértil) se llega a los resultados del cuadro 2.10.

	Encuesta 1 Directa	Encuesta 2 Anónima	Encuesta 3 R. Aleatorizada
Provocados (desconocido)	1148	3058	14197
Terapéuticos (conocido)	4040	4040	4040
Ilegales (diferencia)	-2982	-982	10157

Tabla 2.10: Número estimado del total de abortos según método de encuesta

Otro ejemplo a tener en cuenta es el que Särndal et al presentan en Model Assisted Survey Sampling (Särndal et al., 1992), sobre cómo estimar la proporción de evasores de impuestos. Se extrae una muestra mediante SI de tamaño $n = 400$ de una población $N = 2000$ y se le solicita a cada persona que salió en la muestra que extraiga una carta, de un mazo que tiene una proporción del 90 % que dice Hice trampas en la declaración de impuestos del año anterior y un 10 % que dice No hice trampas en la declaración de impuestos del año anterior.

La encuesta arroja los resultados siguientes: 88 dieron respuestas 'verdaderas' y los restantes 312 respuestas "falsas". Para poder estimar la proporción de evasores de impuestos en la población con un correspondiente intervalo de confianza del 95 % se deben tener en cuenta los resultados presentados antes:

$$\hat{y}_U = \sum_U \frac{y_k}{N}$$

donde $y_k = 1$ si la persona es culpable de evasión de impuestos.

Usando la información de que es un diseño (SI) el estimador es:

$$\hat{\bar{y}}_{RA} = \frac{1}{n} \sum_s \hat{y}_k = \frac{1}{2\pi - 1} \left(\frac{x}{n} + \pi - 1 \right)$$

donde $x = \sum_s x_k$ es el número de respuestas verdaderas de la muestra. El estimador de la varianza es:

$$\hat{V}(\hat{\bar{y}}_{RA}) = \frac{1}{(2\pi - 1)^2} \left(\frac{1 - f}{n - 1} \frac{x}{n} \left(1 - \frac{x}{n} \right) + \frac{\pi(\pi - 1)}{N} \right)$$

Aplicando las fórmulas los valores de π, n, N se tiene que $\hat{\bar{y}}_{RA} = 0,15$ y $\hat{V}(\hat{\bar{y}}_{RA}) = 0,000608$ lo que da un intervalo de confianza $[0,15 \pm 0,05]$.

Esta situación que se presenta para el caso de los impuestos tiene mucha aplicación en epidemiología, en situaciones donde hay que hacer declaraciones juradas, como, por ejemplo, para los conductores que manifiestan no consumir alcohol, cuando se está evaluando el riesgo de una cartera de seguros automotores.

2.11. Algunos problemas que se presentan en las encuestas por muestreo

2.11.1. Análisis de la no respuesta

Existen muy variados trabajos sobre las consecuencias de la no respuesta en la inferencia estadística realizada en una encuesta por muestreo. Artículos como los presentados en (Lundström and Särndal, 1999), (Särndal y Lundström, 1999), (Särndal y Lundström,

2000), (Loosveldt et al., 2002), presentan en detalle las fuentes de sesgo en las estimaciones, conocido como sesgo de no-respuesta, que provoca dificultades en posestratificaciones y cálculo de varianzas de estimadores.

La no respuesta puede ser modelada, como sugieren (Little and Rubin, 1987) mediante una variable aleatoria indicatriz que divide al universo de estudio en 2; el grupo de los respondientes y el grupo de los no respondientes.

Existen dos tipos de no respuesta: de unidades en el que falta todo el vector de valores de las variables y de ítems cuando no se tiene completo el vector de información de una unidad. Los ejemplos del primer tipo son frecuentes en encuestas de ingresos y de opinión o en encuestas donde no se retorna el cuestionario.

Grandes productores de información, como las oficinas de estadísticas gubernamentales más importantes (el INE, el MSP, el BCU), tienen o deberán tener distintas formas para enfrentar la no respuesta de acuerdo al tipo de estudio por encuesta de que se trate. O sea, no existe una única manera de hacerlo, ni metodología preestablecida, pero seguramente antes de tomar cualquier decisión de cómo tratarlo, lo que sí debe hacerse es cuantificar y estudiar la no-respuesta y sus causas.

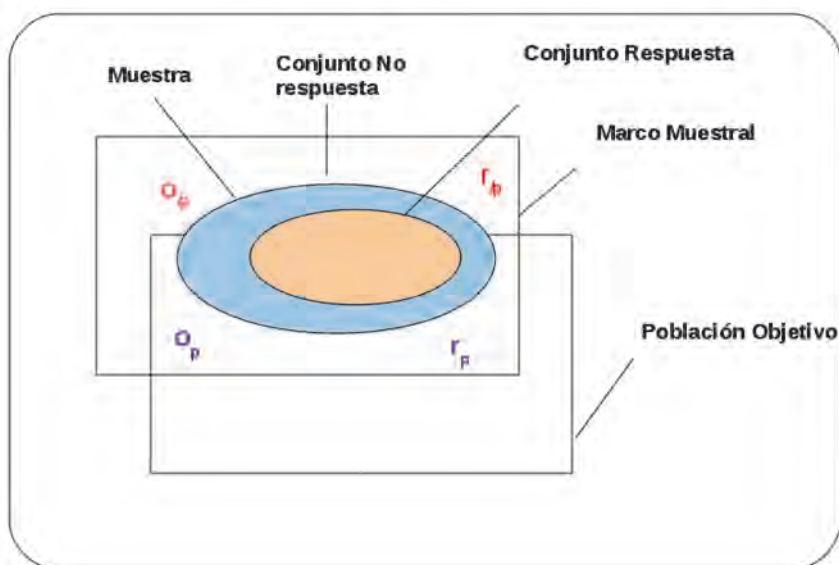


Figura 2.10: Representación de la muestra seleccionada y el conjunto de respuesta, vistos como subconjuntos del marco muestral(adaptado de Särndal y Lundström (2007))

Hay que prestar una atención especial en las encuestas de panel, que independientemente de la variación de panel elegido, tienen mortalidad de unidades, que en términos

generales es un problema de no respuesta. La inclusión del factor “tiempo” en las encuestas de panel provoca un agravamiento del problema de no respuesta, reflejado en reducciones considerables en el tamaño de muestra período a período debido a la movilidad, el fallecimiento y otros factores (como la pérdida de cooperación de unidades) que resultan en el “agotamiento” del panel. Otro efecto causado por la inclusión del factor “tiempo” es la potencial pérdida de representatividad de la muestra para inferir resultados transversales en olas posteriores a la primera.

Las condiciones ideales en cualquier tipo de encuesta por muestreo están regidas por la obtención de respuesta completa de los individuos muestreados a partir de un marco muestral perfecto acorde a la población objetivo. En encuestas por panel, dichas condiciones son acompañadas por tener una población fija en el tiempo, además de obtener respuesta completa de todas las unidades en todas las olas.

Casi siempre el supuesto de que la no respuesta constituye un subconjunto de registros que no tiene ninguna particularidad respecto al total de registros no es realista, entonces es conveniente realizar un estudio de la no-respuesta que permita averiguar si existe algún patrón en los respondientes. Por esto, el uso de los casos disponibles dejando de lado los registros que presentan valores faltantes es una solución pobre que puede conducir a resultados malos por reducción del número de casos, sesgo de las estimaciones y no estudio de las particularidades de la no respuesta.

Como herramienta para construir un estimador en presencia de no respuesta, debe asumirse un modelo de respuesta: establecer supuestos sobre la verdadera distribución de respuesta $q(r/s)$, distribución desconocida de todos los conjuntos de respondientes r posibles dada la muestra s .

Si se asume que cada elemento seleccionado en la muestra tiene probabilidad de responder θ_k y las unidades responden de manera independiente, el modelo de respuesta asumido es:

$$P(k \in r/s) = \theta_k; \quad P(k \& l \in r/s) = \theta_k \theta_l \quad (2.47)$$

Suponiendo que el estimador del total poblacional de y es $\hat{t}_y = N\tilde{y}_s = N \frac{\sum_s y_k / \pi_k}{\sum_s 1/\pi_k}$, que en presencia de no respuesta solo puede ser calculado en base al conjunto de respondientes r , por lo que se transforma en $\hat{t}_{y1} = N\tilde{y}_r = N \frac{\sum_r y_k / \pi_k}{\sum_r 1/\pi_k}$.

Este estimador no es insesgado para estimar t_y asumiendo el modelo de respuesta de la ecuación 2.47 se tiene que:

$$B(\hat{t}_{y1}) = E(\hat{t}_{y1}) - t_y \text{ donde } E(\hat{t}_{y1}) = N\bar{y}_{U;\theta} \quad (2.48)$$

El sesgo puede aproximarse:

$$B(\hat{t}_{y1}) \doteq N\bar{y}_{U;\theta} - N\bar{y}_U \doteq R_{y\theta U} cv_{\theta U} cv_{yU} t_y \quad (2.49)$$

luego el sesgo relativo es:

$$RB(\hat{t}_{y1}) = \frac{B(\hat{t}_{y1})}{t_y} \doteq R_{y\theta U} cv_{\theta U} cv_{yU} \quad (2.50)$$

donde $R_{y\theta U}$ es la correlación entre la variable de estudio y y la probabilidad de respuesta θ en la población U ; $cv_{\theta U}$ y cv_{yU} son los coeficientes de variación de θ y y . Esta expresión muestra que la correlación $R_{y\theta U}$ constituye un factor clave en el sesgo: cuanto mayor sea la correlación entre la variable de estudio y y la probabilidad de respuesta θ mayor será el sesgo relativo del estimador.

2.11.2. Análisis de la respuesta tardía

Un problema emparentado con la no respuesta es lo que se denomina la respuesta tardía, de la que se encuentran varios ejemplos, con recomendaciones de como tratarlo, para los cual puede verse los trabajos de (Bröegger Jan and Per, 2007), (Barclay et al., 2002), (Voigt et al., 2003), (Rogers et al., 2003), (Helasoja et al., 2002). La respuesta tardía (late response) puede ser vista como un tipo de no respuesta, que como ya se vio no es aleatoria en general, ya que se asocia a características de los participantes, de tipo demográficas, de estatus sanitarios, de ubicación geográfica. Ese efecto espurio tiene un impacto diferente según sea el tipo de estudio (encuesta de corte transversal, estudio de casos controles o estudios de tipo cohorte o longitudinal). Osterlund et al dan cuenta de cómo para el caso de un estudio para la evaluación de conformidad sobre vacunación en Suecia, el efecto de la respuesta tardía cambia los resultados, con un decrecimiento monótono y pronunciado del grado de conformidad en función del retraso en la respuesta, lo que implica un cambio muy importante, en función de cuándo se decida parar el estudio. Una forma de enfrentar este problema ha sido asumir que la respuesta tardía es un tipo de no respuesta y es fundamental comparar ambos tipos de participantes. De la misma manera que para lo no respuesta, en la población cada participante tiene una especie de propensión a responder tardíamente, lo que en la literatura especializada se denomina modelo de resistencia a continuar (continuum of resistance model). En diferentes estudios de corte transversal se ha mostrado que esa propensión a no continuar participando está asociada a las características demográficas; por ejemplo, en un estudio de pautas de crianza de niños en Francia, el grupo de respuesta tardía se ubica en una zona intermedia en cuanto a las características demográficas de los no respondentes o al grupo de repuesta inmediata (early response). En el Finbalt Health Monitor Survey, encuesta para el monitoreo de hábitos de vida de Estonia, Finlandia y Lituania, que se hace a través de correo postal, se debió usar un sistema de seguimiento (follow up) de 1, 2 y 3 recordatorios. En ese grupo de seguimiento se calculó la tasa de respuesta tardía, que mostró perfiles de comportamiento diferentes entre países, por género entre países, y por edad, siendo más alta la tasa para el segmento de habitantes de tramos etarios más jóvenes. Sin embargo, no existe una única forma de tratar la respuesta tardía y algunos autores destacan que no siempre es necesario dividir en 3 grupos de respuesta

(inmediata, tardía y no respuesta) ya que los resultados que se observan por hacer el esfuerzo de seguimiento e incluir el grupo de respuesta tardía, no son diferentes si solo se consideran los no respondientes vs, los de respuesta inmediata y los de respuesta tardía. (Hikmet y Chen, 2003), (Brøgger, 2003)

Para los demás estudios sanitarios, como los de (CC), aparece otra fuente de sesgo relacionada con la respuesta tardía, ya que los trabajos muestran que el tiempo de reclutamiento para cada grupo se asocia con características demográficas de los participantes, lo que lleva a pensar que existe una respuesta tardía de participación. El problema de la no respuesta tardía puede estar presente en ambos grupos (casos y controles), sin embargo, la evidencia empírica muestra a través de estudios como los de (Slattery ML, 1995) que el grupo de controles tiene una tasa de respuesta tardía más alta.

2.12. Uso de la información auxiliar

Hasta el momento se fueron presentando y desarrollando diferentes métodos de muestreo para aplicarlos a través de diseños simples o combinados (complejos) para diferentes situaciones dependiendo del acceso a la información, los costos, la existencia de marcos muestrales, etc. Todo el desarrollo presentado hasta el momento, está pensado para que a partir de un diseño dado, estimar mediante el estimador (HT) totales o funciones que dependan de estos totales.

En la etapa de construcción del diseño muestral, como en la etapa de estimación, existen variables que juegan un rol muy importante; estas variables forman la información auxiliar que se va a usar, para perfeccionar las estimaciones a través de la técnica de regresión.

Otras veces el disponer de información auxiliar es fundamental cuando no se tiene un marco muestral, que ya se vio es imprescindible para el cálculo de las probabilidades de inclusión (se presenta un ejemplo en la sección 2.14).

2.12.1. Estimador de regresión generalizado (GREG)

Una estimación mejorada de Y es la que se logra usando un estimador alternativo \hat{Y}_{GREG} , mediante regresión entre y y la información auxiliar X_k^* .

$$\hat{Y}_{GREG} = \underbrace{(\hat{Y}_{HT})}_1 + \underbrace{(\sum_u X_k^* - d_k X_k^*)'}_2 B_{(s;d)} \quad (2.51)$$

donde a su vez $B_{(s;d)} = (\sum_s d_k c_k X_k^* (X_k^*)')^{-1} (\sum_s d_k c_k X_k^* y_k)$. En realidad se está regresando y a través de X_k^* información auxiliar que se comporta como un corrector del estimador de (HT).

Se puede reescribir $\hat{Y}_{GREG} = \sum_s d_k g_k y_k$ donde aparecen 2 pesos o ponderadores: d_k

que dependía del diseño y g_k que aparece como ponderador del estimador de regresión, teniendo en cuenta que $g_k = 1 + \lambda'_s c_K X_k^*$ y que

$$\lambda'_s = \left(\sum_U X_k^* - \sum_s d_k X_k^* \right)' \left(\sum_s d_k c_k X_k^* (X_k^*)' \right)^{-1}$$

Este nuevo sistema de pesos combinados que se aplica sobre los elementos de la muestra s en las variables auxiliares X_k^* permite reproducir el total poblacional \longleftrightarrow

$$\sum_s d_k g_k X_k^* = \sum_U X_k^* \quad (2.52)$$

En ambos casos (diseño y estimación) las variables se llaman auxiliares porque asisten y mejoran los procedimientos y pueden ser variables de registro (extraídas de otras encuestas o registros administrativos), o respuestas dadas en olas anteriores de la misma encuesta, etc. Cuando las variables auxiliares se utilizan para la construcción del diseño muestral se debe conocer su valor para todos los elementos de la población (por ejemplo para la construcción de estratos). Por el contrario, cuando, estas se utilizan en la etapa de la estimación, no es necesario conocer los valores de ella para toda la población: alcanza con conocer el total poblacional para cada variable auxiliar, mientras que el conocimiento de los valores individuales de la variable se limita a los elementos respondentes.

Para eso en la construcción del vector auxiliar se siguen dos pasos importantes: preparar una lista de todas la potenciales variables auxiliares y seleccionar aquellas que sean más apropiadas para incluir en el vector auxiliar.

Como guía para la construcción del vector auxiliar se deberían tomar en cuenta los siguientes situaciones:

Situación 1: El vector auxiliar debería permitir estimar la inversa de la probabilidad de respuesta, llamada la influencia de respuesta ($\phi_k = \frac{1}{\theta_k}$).;

Situación 2: El vector auxiliar debería permitir estimar las principales variables del estudio.

Cuando se está en la situación 1, se reduce el sesgo de las estimaciones calibradas para todas las variables de estudio. Esta generalidad es importante ya que en las grandes encuestas se consideran muchas variables de estudio y es necesario la reducción efectiva del sesgo en todas las estimaciones. Si se cumple la situación 2, el sesgo se verá reducido en las estimaciones de las variables principales, pero quizás, no en las estimaciones de las demás.

La clave para obtener una estimación confiable en presencia de no respuesta es la utilización eficiente de la información auxiliar, y en el enfoque de calibración se distinguen tres casos:

- Info U: la información está disponible a nivel de la población U; \mathbf{x}_k^* es un vector de dimensión $J^* \geq 1$ tal que:

1. el vector de totales poblacionales $\sum_U \mathbf{x}_k^*$ es conocido;
2. para todo $k \in r$, el vector \mathbf{x}_k^* es conocido.

El vector auxiliar es en este caso $\mathbf{x} = \mathbf{x}_k^*$: 'vector estrella'.

- Info S: la información está disponible a nivel de la muestra s , pero no a nivel poblacional; \mathbf{x}_k° es un vector de dimensión $J^\circ \geq 1$ tal que:

1. para todo $k \in s$, el vector \mathbf{x}_k° es conocido, sin embargo $\sum_U \mathbf{x}_k^\circ$ es desconocido.
2. para todo $k \in r$, el vector \mathbf{x}_k° es conocido.

El vector auxiliar en este caso es $\mathbf{x} = \mathbf{x}_k^\circ$: "vector luna".

- Info US: se combinan ambos tipos de información para calcular los ponderadores.

Una opción es formular el vector auxiliar como $\mathbf{x}_k = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_k^* \\ \mathbf{x}_k^\circ \end{pmatrix}$ de dimensión $J^* + J^\circ$.

Situación 1	vector auxiliar	Información auxiliar
Info U	\mathbf{x}_k^*	$\mathbf{X}^* = \sum_U \mathbf{x}_k^*$
Info S	\mathbf{x}_k°	$\mathbf{X}^\circ = \sum_s d_k \mathbf{x}_k^\circ$
Info US	$\begin{pmatrix} \mathbf{x}_k^* \\ \mathbf{x}_k^\circ \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} \mathbf{X}^* \\ \mathbf{X}^\circ \end{pmatrix}$

Tabla 2.11: Diferentes situaciones para el uso de información auxiliar

2.12.2. Diseños en dos fases

Hay situaciones donde existe poca información en el marco muestral relativa a los elementos de una población o esta información es de poca utilidad, con alternativas para trabajar usando diseños de tipo (SI) o (SIC), donde se combinan con los π estimadores, pero donde la precisión se logra minimizar a partir de manejar tamaños muestrales extremadamente grandes, lo que hace que no sea una estrategia de muestreo a seguir. Otra alternativa es reunir información para construir un nuevo y muy informativo marco y usar luego un diseño apropiado para combinarlo con métodos de regresión; en este caso se logra disminuir el tamaño muestral pero con un costo aun grande ocasionado por la construcción del nuevo marco muestral.

La alternativa que queda finalmente es usar lo que se denomina muestreo en dos fases que consiste en usar en la primera etapa un diseño sencillo $p_a(\cdot)$ con una muestra muy grande de s_a elementos; de esos s_a se reúne información auxiliar extra.

En la segunda etapa con la ayuda de la información auxiliar se logra seleccionar una segunda muestra s a partir de s_a con un diseño $p(\cdot|s_a)$, donde en la submuestra s se observa la variable y bajo estudio. Esta nueva forma de proceder es muy importante y cada vez más usada en epidemiología, en estudios de casos y controles, cohortes, de los cuales se puede citar el estudio de tumores de Wilms (Breslow)(Breslow and Beckwith, Mar). Este procedimiento presenta además una ventaja extra, ya que se puede usar para el tratamiento de la no respuesta. Como se expresa en (Särndal et al., 1992), en una encuesta con no respuesta, la selección de la muestra probabilística originalmente pensada, puede ser vista como la primera fase de selección y el conjunto r/s como la submuestra de la fase 2.

Observación. Por último interesa destacar que los diseños de muestreo son válidos cuando se logra conseguir toda la información. Lamentablemente en la práctica cotidiana de los relevamientos de información (y las encuestas de salud y los estudios sanitarios no escapan a estos aspectos) se producen problemas con la información, sea porque no se logra relevar la totalidad, sea porque algunos aspectos que se trataron de cuidar, como las características sociodemográficas, quedan finalmente mal representadas en las muestras relevadas. Todas estos problemas que se producen (por más cuidado que se tenga) pueden ser muy severos y distorsionar los resultados, introduciendo sesgos e incrementando los errores. Para eso se presentan entonces en esta sección una serie de recomendaciones y de correcciones a través del uso de la información auxiliar.

2.13. Soluciones a los problemas de información

Pueden existir muy diversas soluciones a los problemas antes presentados, como dejar la información tal como está y presentar los resultados incambiados dejando habida cuenta y de forma clara cuál es el nivel de problema existente. Por otro lado, se puede proceder a corregir los sesgos mediante diferentes metodologías estadísticas como son el calibrado y los métodos de imputación. El uso de alguna de estas soluciones o la combinación de las mismas depende de cual sea el problema: desbalanceo en los datos o no respuesta.

En (Lu y Gelman, 2003), (Rueda y Martinez, 2002), (Särndal, mber), y (Särndal y Lundström, 2007) se presentan diferentes formas de trabajar mediante calibrado, presentándose en la sección que sigue el enfoque de Särndal.

Retomando la idea presentada en (2.12.1) cuando se está frente a no respuesta el sistema de pesos o ponderadores mejorados mediante regresión contra la información auxiliar debe ser nuevamente cambiado al aparecer un nuevo componente, que es la propensión de respuesta, tal como aparece en la sección 2.11.1. Este nuevo componente es multiplicativo y se puede incorporar al hacer la estimación a través de :

$$\hat{Y} = \sum_r \frac{d_k}{\theta_k} g_{k\theta} y_k \quad (2.53)$$

donde se está usando un estimador GREG en 2 fases donde se supone que θ_k es conocida. Cuando no se conoce θ_k se sustituye por una estimación basada en información auxiliar para las $k \in s$ quedando finalmente:

$$\hat{Y} = \sum_r \frac{d_k}{\hat{\theta}_k} g_{k\hat{\theta}} y_k \quad (2.54)$$

2.13.1. Métodos de Calibrado

Los métodos de calibrados, que se basan en (GREG) van a permitir contruir estimaciones puntuales $Y_W = \sum_r w_k y_k$ que dependerán de cómo se presente la información auxiliar, es decir, se trabaje con Info S, Info U, o Info SU.

Para calibrar se usa una función de distancia que permite decidir qué tan cerca se está de la solución de los λ_s que reproducen el total poblacional de la información auxiliar.

La información disponible puede ser la suma de celdas conocidas, en donde se podrá usar posestratificación completa o la suma en la marginal de una tabla de frecuencias cruzando la información auxiliar poblacional, en donde lo que se tiene es posestratificación incompleta.

En el caso de la posestratificación completa se consideran las r filas y las c columnas, con lo que el total de celdas es de $r*c$. La población en la celda ij contiene N_{ij} elementos, $i = 1, \dots, r; j = 1, \dots, c \Rightarrow \sum_i \sum_j N_{ij}$. Por posestratificación completa se entiende el caso donde los N_{ij} son todos conocidos y usados para la calibración. (ver sección A.2.3 en apéndice A).

El estimador de calibración en este caso se denomina estimador postestratificado. Los nuevos pesos w_k dependen de las estimaciones de los totales poblacionales de las celdas basadas en los d_k : cuando se subestiman los totales el cociente $\frac{N_{ij}}{\hat{N}_{ij}}$ es mayor que uno, por lo cual los w_k son mayores que los d_k , en el caso que se sobreestimen los totales el ajuste se da a la inversa. Si por ejemplo en una encuesta de base poblacional como la STEPS o la GATS, la información que se quiere usar para calibrar es el vector X_k , formado por las variables sexo y edad, los totales poblacionales de ambas variables se tienen, usando como fuente Info U el censo fase I de población hecho en 2004, donde ambas variables se relevieron (ver sección A.2.3 en apéndice A).

La posestratificación incompleta se usa cuando se tienen algunas de las situaciones siguientes:

1. La marginal de la población es conocida, pero los N_{ij} de cada celda no se conocen. Los dos conjuntos de marginales pueden provenir de diferentes fuentes de datos,

pero la clasificación cruzada falta. Por lo tanto, hay que calibrar sobre las marginales conocidas. Volviendo al caso de la encuesta GATS o STEPS frente a la no respuesta, si se decide calibrar por sexo, edad y nivel educativo, la información no está disponible para la misma fuente que sería el censo fase I 2004, ya que no se relevó nivel educativo. En ese caso se recurre a otra fuente como puede ser la ECH, pero solo se puede trabajar con marginales, ya que no existe la distribución conjunta de las 3 variables;

2. Hay algunas celdas vacías o tienen muy pocas observaciones, por lo cual, estimador posestratificado puede estar indefinido o ser inestable;
3. La información auxiliar proviene de otra encuesta independiente (y de tamaño grande). Puede suceder que esta encuesta tenga estimaciones precisas de las marginales pero con una precisión muy pobre en las celdas. Las estimaciones de las marginales se tratan como verdaderos valores y se utilizan para calibrar, en vez de hacerlo con las estimaciones de las celdas.

El objetivo del rake o posestratificación incompleta es modificar los pesos originales de la muestra, d_k , con la ayuda de la información auxiliar, buscando nuevos pesos, w_k , que minimicen una distancia, sujetos a la restricción $\sum_s w_k x_k = \sum_U x_k$.

Se considera una tabla de dos dimensiones con las cantidades observadas en las celdas, n_{ij} , las cantidades poblacionales desconocidas de las celdas N_{ij} , y sus estimadores \hat{N}_{ij} . Las marginales $\sum_j N_{ij} = N_{i+}$ y $\sum_i N_{ij} = N_{+j}$ son conocidas. El procedimiento del raking se aplica a las cantidades individuales n_{ij} para iterativamente calcular estimaciones que satisfagan las restricciones marginales $N_{i+}^* = \sum_j N_{ij}^* = N_{i+}$ y $N_{+j}^* = \sum_i N_{ij}^* = N_{+j}$ utilizando una serie de constantes multiplicativas de las filas, a_i , y de las columnas, b_j tal que $N_{ij}^* = a_i b_j n_{ij}$.

El ajuste iterativo proporcional es utilizado para ajustar las celdas al total de las marginales. Como un primer paso del procedimiento, los estimadores son calculados como $N_{ij}^{(1)} = n_{ij} N_{i+} / n_{i+}$. Esto hace que las marginales de las filas estimadas se ajusten exactamente al verdadero valor, pero no sucede lo mismo con las marginales de las columnas. La siguiente iteración ajusta las celdas individuales a las marginales de las columnas $N_{ij}^{(2)} = N_{ij}^{(1)} N_{+j} / N_{ij}^{(1)}$. Y luego las marginales de las filas se ajustan por $N_{ij}^{(3)} = N_{ij}^{(2)} N_{i+} / N_{ij}^{(2)}$. La iteración entre filas y columnas continua hasta que se llega a la convergencia, donde esta última se define como $|N_{i+}^* - N_{i+}| < \epsilon$ y $|N_{+j}^* - N_{+j}| < \epsilon$ para algún valor pequeño de ϵ . (Ver sección A.2.4 en apéndice A).

2.13.2. Mecanismos de Imputación

La imputación es una forma de enfrentar la norespuesta de ítems asignando valores de acuerdo a algún criterio o modelización a los valores faltantes. Una posibilidad sería la de solamente efectuar el tratamiento de la no-respuesta mediante imputación deductiva.

Es decir que durante la edición de los datos (data editing) mediante el uso de relaciones lógicas que forman parte del plan de consistencias, las no respuestas pueden ser modificadas sin necesidad de hacer ningún supuesto. Una vez terminada este tipo de imputación se puede dejar la no-respuesta sin modificar. El hacer esto tiene asociado que luego se “impute” por parte de los usuarios finales, con la consiguiente falta de homogeneidad de criterios y las consecuencias sobre la inferencia estadística y la interpretación de los resultados. En caso de que los usuarios accedan a datos agregados (tabulaciones univariadas o de doble entrada) con norespuesta, la imputación a este nivel tiene el inconveniente de que sobre la imputación se aplican los factores de expansión, lo que puede distorsionar seriamente los resultados.

En caso de realizarse imputación se deberá tomar en cuenta cuáles son los supuestos que están detrás de los diferentes métodos y analizar cuáles se adaptan mejor en cada caso.

Métodos de imputación determinística

Todas estas formas de imputación dejan de lado cuál es la estructura de datos que subyace a los registros con no respuestas, ya que es muy difícil pensar que los errores de no-respuesta estén distribuidos en forma aleatoria e independientemente del resto de los descriptores que en este caso actúan como covariables (variables auxiliares). Este es el caso denominado como MCAR (missing completely at random) de datos faltantes completamente al azar, donde la variable y que se busca imputar no depende de la variable x_k ni del resto de las covariables. Un ejemplo sería el caso de variables de un formulario censal que no dependan ni del sexo, ni del estado civil, ni la edad del encuestado.

Una alternativa metodológica es efectuar imputación mediante regresión (regression imputation) donde el valor faltante se determina mediante el valor estimado por un modelo de regresión a partir de las covariables que son en este caso las variables con valores conocidos. Este caso es el que denomina MAR (missing at random). Lo más importante es determinar cuáles son las variables que deben ser consideradas como variables de control (covariables) y que mejor sirva para reproducir el comportamiento de las variables a ser imputadas.

Teniendo en cuenta para este caso:

$$\hat{y}_k = \mathbf{x}'_k \hat{\beta}_i; \quad \hat{\beta}_i = \left(\sum_{r_i} a_k \mathbf{x}_k \mathbf{x}'_k \right)^{-1} \sum_{r_i} a_k \mathbf{x}_k y_k \quad (2.55)$$

donde β_i es el conjunto de coeficientes que surgen de la regresión de y_k, x_k ponderados por a_k .

A partir de esta regresión se puede tener imputación por ratio donde $a_k = \frac{1}{x_k}$, $\hat{y}_k = x_k \beta_k$ y $\frac{\sum_{r_i} y_k}{\sum_{r_i} x_k}$ y que es lo que sucede cuando por ejemplo se mide la misma variable en diferentes momentos, lo que estaría dando entonces la tasa de cambio.

Teniendo en cuenta que r_i es el conjunto de elementos que respondieron en la muestra a la variable y , cuando $x_k = a_k = 1$ se tiene imputación por el valor medio donde $\hat{y}_k = \bar{y}_{r_i}$ para los elementos $k \in s - r_i$ y $\bar{y}_{r_i} = \frac{\sum_{r_i} y_k}{m_i}$ con la característica de que todos los elementos imputados reciben los mismos valores.

Para imputación por el valor medio (cell mean imputation), se construyen grupos de registros similares y se suplanta el valor faltante por el valor medio para ese grupo. El criterio de corrección imputación por el valor medio tiene el inconveniente de distorsionar la distribución porque hace que pesen más los valores centrales: el resultado es una distribución más apuntada además de ocultar la variabilidad de los “no respondientes” lo que lleva a subestimar la varianza para ese grupo.

Otro método que se puede usar es imputación por vecino más cercano (nearest neighbour imputation), en el cual el valor imputado para el elemento k es $\hat{y}_k = y_{l(k)}$, donde $l(k)$ es el elemento donante para el elemento k que no respondió. La idea es que dos elementos cuyos valores x están próximos debieran tener sus valores y próximos, para lo cual se define una función de distancia $D_{lk}|x_l - x_k|$, a partir de la cual, se establece un conjunto de elementos de r en los que están los donantes que minimizan D_{lk} , dentro de los cuales se elige el que tiene menor D_{lk} . En el caso de querer elegir un donante usando información multivariada se elige $D_{lk} = \sum_j^J h_j (x_{jl} - x_{jk})^{1/2}$ y donde h_j son pesos de los J componentes del elemento donante.

Método de sustitución sistemática por valor de registro donante (Hot Deck) y sus variantes

Una forma de tratar los datos faltantes es mediante la imputación estocástica, donde se puede considerar que el comportamiento de la no respuesta para la variable de interés es el mismo que para la población con información completa. En ese caso se puede imputar por un valor simulado con la misma distribución que en la población con información, en lugar de remplazar por un valor fijo como la media o la mediana.

Método de imputación aleatoria

A los métodos de imputación por regresión o imputación por ratio se le puede agregar un componente estocástico, que permite mejorar la estimación de la varianza. La ventaja de este método es que puede ayudar a medir la variabilidad de la no respuesta. A su vez tal como se hacía con la imputación por regresión se puede tener una variación por regresión estocástica, si consideramos un modelo de regresión más un término de error generado en forma aleatoria.

Imputación múltiple

La idea de la imputación múltiple (multiple imputation) desarrollada por Rubin (Rubin, 1987) es la siguiente: en primer lugar se imputan los valores faltantes con algún modelo estocástico; este procedimiento se realiza un número M de veces generando M conjuntos de “datos completos” (sin valores faltantes), luego se realizan las estimaciones deseadas en cada uno de estos M conjuntos y finalmente se imputan los valores promedio de los estimadores obtenidos en los M conjuntos.

La comparación de distintos métodos de imputación en la literatura utiliza fuertemente los métodos de simulación y se basa en la comparación de varianzas de las estimaciones bajo cada método.

Mucha de la bibliografía existente vinculada al tema de la imputación se basa en estudios de casos y la comparación, en uno o un conjunto de estudios por encuesta, de distintos métodos o técnicas. El tipo de estudio, desde el punto de vista de la sensibilidad social (tema, país, organización patrocinante, etc.), la forma de recolección de los datos, el diseño de muestreo y otro conjunto de particularidades hacen que el valor de estos trabajos, generalmente realizados desde grandes oficinas productoras de información, sea valioso en situaciones comparables.

Schafer (Schafer, 1999) y Elliot (Michael. Elliott, 2006) tratan el tema del enmascaramiento de los outliers en la imputación múltiple, donde presentan el problema que se produce al usar este método, el que puede distorsionar las asociaciones entre la variable imputada y las otras variables del conjunto de datos. Si la variable y tiene algunos valores imputados y en el análisis se estima su asociación con x , la asociación entre ellas se verá atenuada hacia cero, a menos que la variable x haya sido utilizada en el proceso de imputación. El mayor desafío de la imputación es mantener intactas todas las asociaciones de potencial interés para el epidemiólogo en encuestas con gran número de variables.

2.14. Ejemplos donde es necesario el uso de información auxiliar

En esta sección se presentan algunas situaciones donde se tuvo participación activa como investigador o coinvestigador y se debieron usar los diferentes tópicos presentados en el uso de la información auxiliar, tanto para la mejora de la estimación como para la corrección de problemas.

2.14.1. Estudio de la maloclusión en escolares de 14 departamentos del Uruguay (2001)

Se trata de un estudio descriptivo (observacional) de tipo transversal. La población a estudiar es la de los niños de entre 4 y 7 años de edad, de ambos sexos, escolarizados, residentes en los departamentos del I interior del país.

La población de niños escolarizados en un cierto tramo de edad es aproximadamente igual al total de niños en ese tramo etario. Es mínima la cantidad de niños que no asisten a un centro escolar. La ventaja de considerar a los niños escolarizados es la facilidad de acceso a ella, considerando a las escuelas como unidades primarias de selección.

La fuente de datos es una encuesta realizada en 1999 por la Escuela de Graduados de la Facultad de Odontología, Udelar, en el marco del curso de posgrado sobre Maloclusión, con participación del Instituto de Estadística (IESTA) a niños en edad escolar. El IESTA no participó en el diseño muestral finalmente implementado que se describe a continuación.

Se intentó abarcar del 5 al 10 % de la matrícula de Primaria, disponible en un marco brindado por ANEP. Teniendo en cuenta este criterio se seleccionaron aquellas escuelas que tuvieran fácil acceso vial. Una vez seleccionadas las escuelas se consideró la totalidad de los niños pertenecientes al grupo etario de interés que estaban presentes en clase el día del relevamiento.

Una vez seleccionadas las escuelas se consideraban la totalidad de los niños pertenecientes a ese grupo etario (de 4 a 6 años) que estaban presentes en clase el día del relevamiento. La forma de captar los niños de ese tramo etario fue considerarlos por grado escolar de manera que al incluirlos a todos tenemos niños con extraedad (mayores a 6 años). Si bien el diseño que se intentó implementar puede identificarse con un muestreo por conglomerados, en donde éstos últimos lo constituyen los grupos de jardinera y primer año de cada escuela, el procedimiento implementado finalmente no permite el cálculo de las probabilidades de inclusión de ellas. Como consecuencia no se puede medir el error de las estimaciones, y es necesario corregir este problema previo a la elaboración del análisis, ya que la muestra obtenida no está balanceada (Alvarez Vaz et al., 2009).

2.14.2. Estudio de la propiedades psicométricas de un test de screening en salud mental en niños y adolescentes (2006)

En este estudio los investigadores de la cátedra de Psiquiatría infantil de la Facultad de Medicina aplican para su validación el CBCL (children behaviour check list) (Achenbach y Rescorla, 2001)) que es una escala autoadministrada aplicada a padres para la evaluación de aspectos de psicopatología en niños y adolescentes; el cuestionario consiste en dos partes: la primera parte cubre la competencia social y la segunda parte, evalúa los problemas emocionales y comportamentales.

La competencia social se mide mediante 3 escalas, a saber:

- escala de actividad: grado y calidad de las distintas actividades de la vida cotidiana;
- escala social: grado y calidad de las relaciones del niño con otras personas;
- escala escolar: rendimiento académico en la escuela.

Para aplicar las escalas antes mencionadas, el padre responde un cuestionario acerca de las actividades que realiza el niño, comparando el tiempo que dedica a ellas y su desempeño, con el de sus pares.

La evaluación de los problemas emocionales y comportamentales se realiza mediante un cuestionario cerrado que debe ser completado por los padres, el que consta de 113 ítems, donde se evalúan un conjunto de afirmaciones que se hacen sobre el comportamiento de los niños.

La población sobre la que se pretende validar la escala está conformada por niños de 6 a 11 años, por lo que el marco muestral usado es el formado por escuelas urbanas (públicas y privadas), tomando la decisión de excluir las escuelas rurales, (solo un 4 % de la población infantil en ese tramo de edad está en las escuelas rurales, con un costo de relevamiento a su vez muy alto).

El diseño muestral original, es un diseño autoponderado, en dos etapas, estratificado (por región geográfica). En la primera etapa se seleccionan 70 escuelas (unidades de primer nivel) con probabilidad de inclusión proporcional al tamaño de la matrícula de cada escuela ($\pi - ps$).

En la segunda etapa, se seleccionan en forma sistemática, con arranque aleatorio, 20 niños en cada una de esas escuelas, para llegar a una muestra de 1400 casos.

En la realización del trabajo de campo, por diferentes razones, no se logró respetar el diseño original de 20 niños por escuela y para corregir esto, los datos fueron reponderados mediante calibrado controlando por sexo y edad. Presentado en las XIII Reunión científica del Grupo Argentino de Biometría, Tucumán, 2008 (Alvarez Vaz et al., 2008).

2.14.3. Monitoreo en usuarios de servicios de especialidades médicas de la red de servicios de Atención Pública en Montevideo (2008-2009)

Existen muchas veces situaciones donde se plantean hacer estudios de base poblacional (de corte transversal o incluso de tipo longitudinal) donde quien lleva adelante el estudio para poder elaborar el diseño de muestreo debe recurrir a fuentes de datos secundarias para poder desarrollarlo. Un caso es el que se le plantea al Servicio de Epidemiología y Estadística de la Facultad de Odontología, Udelar, que quiere llevar a adelante un estudio de condiciones de salud bucal de la población y sus necesidades de tratamiento. Para eso se propone usar como base la metodología propuesta en el Manual para Encuestas Básicas de la OMS, con algunas modificaciones. Se usa como información para el diseño las consultas en la red de servicios de atención pública en Montevideo, formada por la RAP (Red de Atención Primaria de Salud Pública) y las policlínicas de la IMM.

Otra situación similar es para la ONG MYSU (Mujer y Salud de Uruguay), que tuvo que llevar adelante en el marco del Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva en Uruguay para 2009, el monitoreo de la implementación en los servicios de salud de las normas nacionales relacionadas con la SSR (Salud Sexual y Reproductiva) en la red de servicios de atención pública. Para poder realizar una muestra de las usuarias

de policlínicas de la RAP y de la IMM, donde también se incluyen usuarias del Hospital Canzani del BPS, se debió recurrir a fuentes de datos secundarias que contemplan las consultas en los servicios de ginecología de la RAP y la IMM y del Hospital Canzani (BPS)(Abracinskas et al., 2009).

En ambas situaciones, no existe marco muestral donde aplicar algún diseño y seleccionar la muestra; la información realmente disponible son las consultas realizadas y si se muestrean para encuestar en las diferentes policlínicas de atención (es así como se organiza la logística) la probabilidad de selección en cada caso depende de la especialidad (es decir las personas en tratamiento consultan más frecuentemente que las que solo concurren a hacerse una revisión de rutina). Ambos son ejemplos muy concretos de un gran número de situaciones similares de actores como la IMM, RAP, Hospitales Públicos, que se caracterizan por poblaciones de tamaño desconocido con marcos muestrales múltiples, lo que produce problemas con el cálculo de las probabilidades de selección.

2.14.4. Primer Relevamiento Nacional de Salud Bucal en población joven y adulta uruguaya (2011)

Es una encuesta donde se relevaron 1485 personas, cuya metodología se publica en (Lorenzo et al., 2013a), (Olmos et al., 2013), (Lorenzo et al., 2013b), (Ourens et al., 2013), (Casnati et al., 2013) y se basó en los criterios sugeridos por la Organización Mundial de la Salud (OMS) para estudios poblacionales (1997), los que se adaptaron utilizando un diseño muestral complejo en 2 fases.

1. En la primera fase se trabajó con el conjunto de personas de los 3 tramos de edad que se consignan en la tabla 1, pertenecientes a localidades de 20.000 o más habitantes visitadas en la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para 4 olas del 2010. La ECH es una encuesta nacional que considera nueve zonas de carácter geográfico y socioeconómico, y está basada en un diseño muestral estratificado por conglomerados polietápico. En la primera etapa las Unidades Primarias de Muestreo (UPM) son las secciones censales y en la segunda etapa las Unidades Secundarias de Muestreo (USM) son los hogares. Esta encuesta se realiza cada dos meses. Así que eso es lo que se considera la primera fase de muestreo. Las 4 olas de la encuesta es la cantidad mínima necesaria para lograr el tamaño de muestra calculado para cada grupo de edad. Tenemos un total de 4.000 personas, de las cuales hay 1.500 pertenecientes al grupo de edad de 15 a 24 años, los restantes 2.500 pertenecen a otros grupos de edad;
2. En la segunda fase de todas las personas pertenecientes al grupo de edad de 15 a 24 son seleccionados entre los 4.000 personas en la primera fase (alrededor de 1502); Los restantes 2.500 que pertenecen a otros grupos de edad 1502 son seleccionados por muestreo aleatorio.

El tamaño de muestra se determinó a partir las del mínimo necesario para estimar prevalencias con un error del α y un margen de confianza de π se calculó con la ecuación (2.56) que se detalla en en capítulo 4, sección 4.2.2.

$$n = \left[\frac{(\phi_{1-\alpha/2})^2 * \pi * (1 - \pi)}{(Moe)^2} \right] * \left[\frac{(Nes) * Def f}{(1 - TNR)} \right] \quad (2.56)$$

Para eso se utilizó como referencia la prevalencia de caries del relevamiento nacional de Brasil del año 2003, considerando las patologías más prevalentes en adultos de ambos países. Se establecieron 6 dominios de estimación que surgieron de cruzar los grupos de edad definidos y caracterizados por la OMS, con 2 regiones (Montevideo e interior).

El sorteo de la muestra, lo realizó el Instituto Nacional de Estadística (INE), el que proporcionó los expansores asociados al diseño. Se relevaron las personas sorteadas de las poblaciones en 10 departamentos y 14 ciudades, Artigas; Canelones: Ciudad de la Costa, La Paz, Las Piedras; Colonia del Sacramento ; Florida; Maldonado: San Carlos; Paysandú, Salto, San José de Mayo, Rivera y Tacuarembó.

Teniendo en cuenta la tasa de no respuesta se hizo un ajuste de calibración posterior mediante posestratificación siendo las variables utilizadas para la calibración sexo y edad.

2.14.5. Relevamiento y análisis de caries dental en adolescentes de 12 años de la República Oriental del Uruguay (2011-2012)

Esta encuesta se desarrolló entre agosto de 2011 y julio de 2012, para evaluar el estado de salud bucal de los escolares de 12 años de edad, de escuelas públicas y privadas. (Alvarez Loureiro et al., 2015) Para el cálculo del tamaño de la muestra, se utilizaron los siguientes parámetros: prevalencia de ETW de 60 % (22), el intervalo de confianza del 95 % (CI), un nivel de precisión de 4 % y un efecto de diseño (deff) de 1.3, al que se añadió una tasa de no respuesta de 30 %. Por lo tanto, el tamaño de muestra necesario para este estudio fue 1.235 individuos. Se adoptó una muestra bietápica estratificada por conglomerados. La unidad primaria de muestreo (UPM) son en las escuelas públicas y privadas de Montevideo. Cuarenta y cuatro escuelas fueron seleccionadas al azar, 32 públicas y 12 privadas. Todos los niños de 12 años de edad, asistentes a estas escuelas fueron invitados a participar en el estudio, independientemente del año escolar en el que estuviesen.

Para la primera etapa se usa como marco muestral las escuelas de 5-6 año del sector privado y público, las que se estratifican en 3 estratos.

Para el diseño usado las UPM (PSU), en este caso las escuelas se seleccionan con muestreo $\pi - ps$ (probabilidad proporcional al tamaño), es decir la variable total de niños matriculados que figuran en el marco muestral. Se usa la librería *sampling* De esta manera se tiene para la muestra sorteada las PSU seleccionadas, las π_{ik} probabilidades de inclusión de primer orden, con las cuales se pueden calcular los expansores, o pesos muestrales.

Los cálculos están hechos a partir de la información disponible que es total de niños por escuela, de los cuales una parte debe ser descartada ya que solo pueden ser incluidos los niños de 12 años, lo cual hace que se tenga total de niños y total de niños elegibles. Luego dependiendo la cantidad de niños relevados en la segunda etapa, lo que hace que se tenga un tamaño de muestra aleatorio (desconocido).

Cada niño tiene un ponderador que depende de la cantidad de niños elegibles

$$w_{i2} = \frac{1}{N_j} \quad (2.57)$$

donde N_j es el total de niños elegibles en la escuela j -ésima.

Para tener los pesos muestrales de ambas etapas es necesario combinarlos, de manera multiplicativa:

$$w_{i12} = w_{i1} * w_{i2} \quad (2.58)$$

Los w_{i1} fueron calculados a partir del total y no el total de elegibles, por lo cual para cada escuela se debe de considerar un factor extra que es:

$$f_{j1} = \frac{\text{Total}_j}{\text{Total elegible}_j} \quad (2.59)$$

Con la información disponible se puede usar un f_{j1} variable o usar un factor de corrección fijo que se puede calcular como estimador de razón, lo que se hizo y dió un valor de 1,45, lo que debe de interpretarse como que hay en promedio un 45 % mas de niños que de niños elegibles.

Para la calibración de la muestra se tomaron en cuenta 2 aspectos: la no respuesta y el desbalanceo de alguna variable que se deseaba controlar. En este caso para la muestra finalmente relevada con un 35 % de no respuesta promedio y desbalanceo con sobrerrepresentación de mujeres, fue necesaria una calibración que se hizo usando survey T. Lumley (2012) survey: analysis of complex survey samples. R package version 3.28-2..

2.15. Herramientas informáticas

Tal como se vio en el capítulo 2 para cada una de las situaciones, teniendo que trabajar en estudios sanitarios correspondientes a encuestas de salud, o de otro tipo, donde es necesario el uso de diseños de muestreo complejos, o el uso de los demás tópicos vistos en la sección 2.10, es fundamental disponer de herramientas computacionales que sean adecuadas (no todas sirven) y que a su vez faciliten la tarea de los investigadores y /o usuarios. (Una discusión sobre algunas herramientas puede verse en (De Sousa and Da Silva, Dec)).

Para una correcta elección interesa por lo tanto considerar aspectos como

- nivel de especificidad;
- disponibilidad- Dominio Público o Herramientas Comerciales;
- plataforma - Sistema operativo en el que funcionan;
- nivel de documentación que tengan.

Cuando se hace referencia a nivel de especificidad se está hablando si la herramienta es un paquete computacional de uso genérico en el campo de la epidemiología/salud pública (ver sección 2.15.2), de la estadística (ver sección 2.15.3) o de una herramienta especializada (ver sección 2.15.1).

La disponibilidad es un aspecto muy importante ya que determina en qué medida las recomendaciones que se hagan de un buen uso de alguna herramienta por ser la adecuada, agrega una dificultad extra por el hecho de que sea una herramienta comercial, en virtud del costo que muchas veces es elevado (ventaja que tienen las herramientas libres).

Por otra parte es importante saber que cada herramienta puede ser elegida dependiendo del sistema operativo en el que esté basada (Windows, Macintosh-OSX, Linux, Unix, Bsd, etc.), lo que nuevamente condiciona la elección. Muchas veces los epidemiólogos, que están al frente de una división o proyecto que involucra un uso muy intenso de las herramientas informáticas en general, desean hacer un uso eficiente, combinando los paquetes de oficina, comunicaciones, GIS (Sistemas de Información geográfica).

Un aspecto no menor es que la herramienta que se use tenga un nivel aceptable de documentación que permita profundizar a los usuarios el conocimiento de los algoritmos y fundamentos estadísticos en el que están basados las subrutinas que generan los resultados, para que no resulten cajas “negras”. En este sentido nuevamente el epidemiólogo o salubrista deberá poder elegir soluciones que permitan esta libertad de disponer qué es lo que hace cada paquete y cómo lo hace, con que limitaciones, aspecto que no siempre está garantizado por ser herramientas comerciales, sobre todo si son de las de tipo generalista, como se menciona en sección 2.15.3.

Las secciones siguientes discuten alternativas en herramientas computacionales para el trabajo en muestreo basadas en

<http://www.hcp.med.harvard.edu/statistics/survey-soft/survey-soft.html>

2.15.1. Paquetes de Muestreo

Existen actualmente varias herramientas específicas para muestreo como el PCCarp, (<http://cssm.iastate.edu/software/pccarp.html>) que funciona bajo DOS (Disk operating system) y en Unix, el que permite realizar estimaciones y cálculos de errores estándares para totales, medias, cuantiles, ratios, diferencias de ratios y tablas de contingencia. A su vez se pueden estimar ecuaciones de regresión ponderadas y regresión logística pudiendo trabajar con diseños estratificados multietápicos y con factores de

corrección de poblaciones finitas, y efectuar posestratificación (The Survey Statistician, 1996).

El Posdem que está disponible en (<http://posdem.com/POSDEM/Citation.html>) es paquete desarrollado en España y el Sigesmu (Sistema general de simulación de diseños y aplicaciones muestrales), desarrollado en Cuba por Silva y Suárez en 1998 y que aparece en el capítulo 11 en (Silva, 2000), sirven esencialmente para la simulación de diseños y su uso es esencialmente con fines didácticos.

El Suddan (<http://www.rti.org/sudaan/index.cfm>) es un paquete específico de muestreo de dominio comercial desarrollado por un afamado equipo de estadísticos como Gertrude Cox, y Daniel Horvitz, miembros del (Research Triangle Institute). Su génesis es a partir de un conjunto de subrutinas del sistema SAS, siendo ampliamente usado y patrocinado a lo largo de su evolución por el NCHS (National Center for Health Statistics), el NCES (National Center for Education Statistics) y el EPA (Environmental Protection Agency) hasta 1984, donde comienza a tener su desarrollo propio.

Por último, otra alternativa para trabajar con herramientas comerciales con datos provenientes de muestreo complejo, es el Wesvar (<http://www.westat.com/westat/statistical-software/WesVar>), que permite la creación de pesos muestrales y el ajuste de estos para no respuesta y para la posestratificación; usa métodos de estimación de la varianza mediante replicación basados en algoritmos de replicación repetida balanceada (BRR), método BRR de Fay (Fay), Jackknife 2 (JK2) para diseños estratificados y Jackknife 1 (JK1) para diseño no estratificados.

2.15.2. Paquetes Epidemiológicos

Existen 2 herramientas, que son bastante conocidas en el ámbito de la epidemiología como el paquete Epidat desarrollado en la Xunta de Galicia (Santiago Pérez et al., 2010), disponible en (<http://www.sergas.es>) y el Epiinfo (Dean et al., 2011) desarrollado en el Centro de Control de Enfermedades (CDC) disponible en (<http://www.cdc.gov/epiinfo/>), que tienen la ventaja de ser de dominio público y gratuitos, que trabajan en ambiente windows y que permiten al salubrista trabajar con problemas de muestreo aunque de diferentes maneras:

- El Epidat es un paquete epidemiológico general con estructura modular, que trabaja con datos agregados, con un módulo de muestreo que solo permite al usuario evaluar tamaños de muestras necesarios para evaluar medias, proporciones, curvas diagnósticas y a su vez el sorteo de muestras bajo diferentes diseños SI, STSI, SIC, SY.(Consellería de Sanidade Xunta de Galicia, 2016);
- El Epiinfo es también el otro paquete epidemiológico, que trabaja con datos individuales, también con estructura modular, con un módulo estadístico que permite trabajar con diseños complejos (multietápicos estratificados o por conglomerados),

que permite el análisis de medias, cuantiles, proporciones, tablas de contingencia, así como el cálculo de odds ratios y riesgos relativos. No permite el sorteo de muestras.

Hasta que se desarrolló la versión de Epiinfo para Windows el trabajo con muestras complejas se hacía con el módulo Csample. Teniendo en cuenta las características de ambos programas computacionales son una muy buena solución para el epidemiólogo, y deben usarse en forma complementaria.

2.15.3. Paquetes Estadísticos Generales

Existen muchas soluciones para el trabajo en muestreo a través del uso de paquetes generales comerciales como el

- SAS (<http://www.sas.com/technologies/analytics/statistics/stat/index.html>), que es un paquete ampliamente usado a nivel industrial y académico, muy costoso pero muy potente a su vez que permite mediante el uso de subrutinas totalmente configurables por el usuario, sortear muestras y analizar medias, cuantiles, proporciones, tablas de contingencia, así como modelos de regresión lineales y generalizados.
- SPSS (<http://www.spss.com/>), paquete ampliamente usado en el campo de las ciencias sociales, con estructura modular, editor de datos potente, que permite el análisis de datos provenientes de diseños muestrales complejos, para los que se crea lo que se llama un plan de muestreo, que contiene las variables de estratificación y las que contienen las PSU, las SSU y las TSU según el diseño usado.
- STATA (<http://www.stata.com/>) El STATA funciona a través de módulos, es comercial y publica una revista donde aparecen documentadas la capacidades que tiene, en (Kreuter, 2007) se pueden ver las correspondientes al trabajo en muestreo.

2.15.4. Librerías de R

En el sistema R (R Development Core Team, 2009) se usan un conjunto de librerías especializadas que se detallan a continuación. El R cumple con la ventaja de ser multiplataforma (es decir que el mismo código puede ser usado con diferentes sistemas operativos) es software libre y está excelentemente bien documentado y es por ese motivo que se usó para el análisis en el capítulo 4.

- Sampling (Tillé y Matei, 2009) que permite crear diseños muestrales, cálculos de probabilidades de inclusión, muestreo multinomial, muestreo pivotal, muestreo de Poisson, muestreo pivotal aleatorio, muestreo aleatorio sistemático, muestreo de Sampford, muestreo balanceado estratificado y por conglomerados. A su vez permite hacer el sorteo con diferentes diseños muestrales.

- survey (Lumley, 2004),(Lumley, 2009) que permite asociarle a las tablas de datos, un objeto `svydesign` que resume el diseño muestral, incluyendo las PSU, SSU, las fpc (factores de corrección de poblaciones finitas), los pesos muestrales (inversos de los π_k). A partir de el objeto `svydesign` se pueden generar totales, medias, cuantiles, ratios y estimar modelos lineales generalizados, curvas de sobrevivida. A su vez la librería survey permite hacer calibrado mediante posestratificación y rake y generar gráficos usando los pesos muestrales.

2.15.5. Librerías de R para otros tópicos de muestreo

- Para aplicar la técnica de muestreo por lotes (lqas) se puede AcceptanceSampling .(Kiermeier, 2008)
- Para los métodos de captura y recaptura se puede usar Rcapture: Loglinear Models for Capture-Recapture Experiments .(Baillargeon and Rives, 2007)
- Para algunas aplicaciones de muestreo secuencial se puede usar el paquete gsDesign .(Anderson, 2014)
- la librería PowerTOST contiene funciones para calcular potencia y tamaños de muestra para varios diseños y estudios usados en bioequivalencia .(Labes y Schuetz, 2015)
- CRTSize: contiene funciones de cálculo de tamaños de muestra y de estimación para ensayos aleatorios clusterizados .(Rotondi, 2015)

Para trabajar en imputación:

- El paquete mi provee imputación de valores faltantes mediante modelos iterativos bayesianos a través de algoritmo EM. Permite trabajar con datos de tipo continuos,binarios, categóricos y para variables de conteo .(Gelman y Hill, 2011);
- El paquete mice provee imputación de valores faltantes mediante modelos iterativos a través de algoritmo EM. Permite trabajar con datos de tipo continuos,binarios, categóricos y para variables de conteo .(van Buuren y Groothuis-Oudshoorn, 2011);
- El paquete Amelia provee imputacion múltiple través de muestreo bootstrap y algoritmo EM, pudiendo trabajar con datos longitudinales. Tiene una interface gráfica.(Honaker et al., 2011);
- La libreria robCompositions permite trabajar com métodos iterativos basados en modelos que se aplican sobre datos composicionales.

Parte II

Resultados

Presentación de la encuesta STEPS de URUGUAY (2006)

Tal como se presentó en la sección 1.4.6, las Enfermedades crónicas No Transmisibles (ECNT) son la principal causa de morbi-mortalidad en Uruguay, siendo a su vez una parte fundamental de las discapacidades que prevalecen a nivel de la población, lo que tiene como resultado un gran incremento de los costos de atención. Estas características determinan una gran carga económica para la sociedad por concepto de costos directos y costos indirectos donde se encuentran el ausentismo laboral, y las pensiones por invalidez, viudez y orfandad.

Hay que tener en cuenta que a lo largo del siglo XX ha habido en Uruguay cambios muy importantes en la composición de las causas de muerte. A fines del siglo XIX, el 40 % de las defunciones entre menores de 5 años de edad, muertes a causa de enfermedades transmisibles representaban el 40 %, las cardiovasculares un 10 % y los tumores malignos un 5 %. Desde 1915 comienza a reducirse veloz y sostenidamente la mortalidad de etiología infecciosa y actualmente las muertes en menores de 5 años son menos de un 4 %, las causas infecciosas son responsables de un 2 % de los fallecimientos, las muertes por enfermedades cardiovasculares son de 33,8 % y tumores malignos son de 22,6 % . Desde el año 1975 se ha estabilizado esta estructura de mortalidad por causas (1 Cardiovasculares, 2 Neoplasias malignas, 3 Accidentes), para llegar a que las ECNT son responsables de más del 70 % de las defunciones en la actualidad.

En Uruguay, siguiendo las recomendaciones de STEPS se estableció como objetivo general conocer la prevalencia de los principales factores de riesgo de las ECNT en Uruguay en el 2006, en la población de 25 a 64 años de edad. Se eligió dentro de ese grupo de factores:

- Conocer la prevalencia y características del consumo de tabaco;
- Conocer la prevalencia y características del consumo de alcohol;
- Conocer la prevalencia y características de dieta inadecuada;
- Conocer la prevalencia y características del sedentarismo;
- Conocer la prevalencia de obesidad;
- Conocer la prevalencia de tensión arterial elevada;

- Conocer la prevalencia de glucemia elevada;
- Conocer la prevalencia de hipercolesterolemia;
- Conocer la prevalencia de creatininemia elevada.

Para poder lograr los objetivos antes planteados se debieron disponer de una serie de recursos materiales y humanos proporcionados por el Ministerio de Salud Pública y con la colaboración de otras instituciones públicas o privadas, a través de la contratación de personal, compra de equipos, capacitación. El presupuesto estimado fue de unos U\$S 40.000.

Se usaron los siguientes recursos materiales:

- centrifugadoras para procesamiento de muestras del interior (centrifugación);
- locales equipados en el interior para realizar las mediciones físicas y la extracción de sangre;
- 15 aparatos para toma de presión OMRON Digital Automatic Blood Pressure Monitor DABPM;
- 15 balanzas SECA modelo 841;
- 15 tallímetros SECA modelo 214;
- 15 cintas métricas SECA modelo 200;
- 4 unidades móviles para realizar mediciones físicas y la extracción de sangre en Montevideo;
- móviles para el traslado de muestras del Interior a Montevideo;
- móviles para el traslado de personas a realizarse la extracción al Centro de Salud en el caso del Interior;
- equipos para el traslado de muestras refrigeradas desde las localidades del interior al laboratorio en Montevideo.

y los Recursos humanos son:

- coordinador local de STEPS;
- comité coordinador formado por representantes de: el Ministerio de Salud Pública; Universidad de la República, Facultad de Medicina, Departamento de Laboratorio Clínico, Departamento de Medicina General, Familiar y Comunitaria, Escuela de Nutrición y Departamento de Medicina Preventiva y Social, Facultad de Enfermería, Comisión Honoraria de Lucha Contra el Cáncer, Comisión Honoraria de Salud Cardiovascular, Fondo Nacional de Recursos, Sociedad Uruguaya de Nefrología, Sociedad de Diabetes, Sociedad Uruguaya de Cardiología, Sociedad de Hipertensión Arterial, Sociedad de Arteriosclerosis, Instituto Nacional de Estadística;

- Supervisor-coordinador de recopilación de datos;
- 12 supervisores de recopilación de datos: 4 para Montevideo y 8 para las localidades del Interior;
- 40 encuestadores (estudiantes avanzados de Enfermería): 20 para Montevideo y 20 para las localidades del Interior;
- coordinador del procesamiento de las muestras de laboratorio;
- equipo de procesamiento de las muestras (técnicos de laboratorio);
- coordinador de las unidades de traslado de las muestras del Interior;
- supervisor del equipo de gestión de datos;
- equipo de gestión de datos (digitadores);
- equipo de análisis de los datos.

3.1. Metodología de Trabajo

Se resumen las recomendaciones de la metodología STEPS, que aparecen en detalle en la publicación del MSP Ministerio de Salud Pública (2009) donde se trabajó con el grupo etario de 25 a 64 años (población adulta) y se implementaron los 3 pasos de la estrategia STEPS, realizando la medición de los 8 factores de riesgo ya mencionados, recolectando información complementaria en los capítulos de consumo de tabaco, dieta y mediciones bioquímicas (consumo de pescado, triglicéridos, etc.), además de variables socioeconómicas y demográficas.

La recolección de datos se realizó de setiembre a diciembre del 2006 y ella se hizo en 2 etapas. En la primera se contactaba al encuestado, se realizaba el cuestionario y en caso de que este accediera, se coordinaba para una segunda instancia donde se realizaban las mediciones físicas y la extracción de la muestra de sangre. Los equipos encuestadores estaban formados por un supervisor (docente de la Facultad de Enfermería) y estudiantes del último año de la Licenciatura de Enfermería. Las muestras de sangre fueron analizadas en el Departamento de Laboratorio Clínico del Hospital de Clínicas.

3.2. Análisis paso 1 (Step 1) mediciones del comportamiento

En el paso 1 de la encuesta se relevaron las características demográficas para cada encuestado tal como aparece en la Figura B.1 y B.2.

A su vez se relevaron todas la preguntas correspondientes al módulo principal sobre consumo de tabaco, consumo de alcohol, dieta inadecuada e inactividad física, antecedentes de presión arterial elevada, antecedentes de diabetes, antecedentes de colesterol total elevado, historia familiar.

3.3. Análisis paso 2 (Step 2) mediciones biofísicas

Para el paso 2 se relevaron peso, altura, perímetro de cintura y presión arterial que aparecen en B.8.

3.4. Análisis paso 3 (Step 3) mediciones bioquímicas

Para el paso 3 se relevaron las preguntas principales para medir glucosa y lípidos en sangre, agregando 2 preguntas ampliadas sobre triglicéridos y colesterol, ver figura B.10.

Aplicación a la encuesta STEPS

4.1. Objetivos

El objetivo general propuesto para este trabajo fue estudiar la no respuesta de los pasos 2 y 3 de la encuesta STEPS en Uruguay a partir de los detalles presentados para su aplicación y usando los conceptos manejados en el capítulo 2.

Como objetivos particulares teniendo en cuenta que se trató de una encuesta con diseño complejo (diseño que se presenta en 4.2.1 y para el que se da una alternativa siguiendo las recomendaciones de STEPS) se busca analizar la influencia en los resultados, al no tener en cuenta el problema de la no respuesta y cómo cambian estos según sea el tratamiento que se haga a través de la calibración o de la imputación.

4.2. Descripción de la muestra

La muestra finalmente llevada adelante permitió tener una tabla de datos obtenida luego del proceso de digitación a través de la máscara de entrada implementada en Epidata. Esa tabla de datos está formada por 2008 registros (filas) y 179 campos (columnas), donde están incluídas todas las variables relevadas del paso 1, 2 y 3. Tal como se establece en la documentación del diseño muestral pensado para la STEPS, los resultados se deben considerar con una doble estratificación por sexo y edad.

	25 a 34	35 a 44	45 a 54	55 a 64	Total
Masculino	n_{11}	n_{12}	n_{13}	n_{14}	$n_{1.}$
Femenino	n_{21}	n_{22}	n_{23}	n_{24}	$n_{2.}$
Total	$n_{.,1}$	$n_{.,2}$	$n_{.,3}$	$n_{.,4}$	$n_{..}$

Tabla 4.1: Número de personas por edad según sexo en la población

El tamaño de muestra necesario en cada subpoblación (celda $_{ij}$) dependerá de los niveles de confianza, el margen de error, la prevalencia a estimar (podría ser cualquier otro parámetro), efecto diseño (Deff) esperado de acuerdo al diseño usado tal como se planteó en 2.6; a su vez los totales poblacionales de cada (celda $_{ij}$)

correspondían a las ciudades de 10.000 o más habitantes tal como aparece en el cuadro

	25 a 34	35 a 44	45 a 54	55 a 64	Total
Masculino	234.838	203.376	184.482	140.377	763.073
Femenino	239.705	215.346	197.118	159.230	811.399
Total	474.543	418.722	381.600	299.607	1.574.472

Tabla 4.2: Distribución por sexo y edad para ciudades de 10.000 o más habitantes

4.2.1. Diseño muestral usado

La información disponible en la encuesta, donde se combina la que se recolectó en las fases de trabajo de campo y la que eventualmente se debe de haber usado en el diseño muestral (diseño llevado adelante por el INE) hace suponer que para tener una muestra representativa del país para el rango de edad de 25 a 64 años se usó un diseño muestral polietápico estratificado por conglomerados, a partir del marco muestral de ciudades de 10.000 habitantes o más, donde la estratificación responde a características socioeconómicas y geográficas teniendo 8 estratos (los que aparecen en el cuadro 4.3).

Estrato	Descripción	% en la muestra
1	Montevideo nivel socioeconómico bajo	10.1
2	Montevideo nivel socioeconómico medio bajo	14.5
3	Montevideo nivel socioeconómico medio alto	16.1
4	Montevideo nivel socioeconómico alto	11.5
5	Norte	10.4
6	Centro norte	9.0
7	Centro sur	6.6
8	Sur y Periferia	21.8

Tabla 4.3: Porcentaje de encuestas en la muestra según estratos socioeconómicos

En estos estratos se sortearon las unidades primarias de muestreo (PSU) que son grupos de manzanas, logrando 400 PSUs con aproximadamente 5 personas entrevistadas en promedio en cada una. Las PSUs sorteadas son de los departamentos que aparecen en el cuadro 4.4.

A partir de la información del Censo Fase I de 2004 se tratará de ver cuál es el diseño usado y el que correspondería haber usado siguiendo las recomendaciones del equipo de STEPS.

Departamento	n	%
Montevideo	1007	50,1
Canelones	200	10,0
Colonia	100	5,0
Florida	201	10,0
Maldonado	101	5,0
Paysandú	100	5,0
Rivera	99	4,9
Salto	100	5,0
Tacuarembó	100	5,0

Tabla 4.4: Nro y porcentaje de encuestas en la muestra

Todos los procedimientos de estimación se hicieron a través del uso de la librería `survey` (analysis of complex survey samples R package version 3.16) desarrollada por T. Lumley (Lumley (2009)), para el sistema R (R Development Core Team (2009)). Usando la función `svydesign` se construye el diseño llamado `dstatclus` que toma en cuenta la estratificación y la variable de primera etapa (cluster):

```
dstatclus<-svydesign(id=~PSU, strata=~ESTRATO, weights=~WEIGHT,
data=Datos.steps2, nest=TRUE)
```

donde

- `id` es la variable que identifica los clusters;
- `strata` contiene los estratos;
- `weights` es la variable de pesos o ponderadores muestrales;
- `data` es la tabla de datos sobre la que se trabaja.

De esta manera la biblioteca `survey` permite obtener totales, proporciones, promedios y cuantiles (todos expandidos) con los correspondientes errores estándares ($ES(M)$ y $ES(F)$) y ($Deff(M)$ y $Deff(F)$) (efectos diseños).

Si se desea saber cómo queda finalmente la distribución de la muestra en términos de edad y sexo se tiene el cuadro 4.5 usando el diseño antes mencionado y expandiendo los totales (de personas)

```
tabla3<-svyby(~C1, ~EDAD, dstatclus, svymean, deff=TRUE)
round(ftable(tabla3)*100,1)
```

Tramo Etario	Masculino	Femenino	ES (M)	ES (F)	Deff (M)	Deff (F)
25-34	184.401	195.038	15.392	10.997	3,01	1,54
35-44	159.788	174.193	13.275	8.966	3,15	1,43
45-54	142.870	160328	10.171	8.580	2,39	1,70
55-64	105.696	126.983	7.904	6.382	2,37	1,55
Sin Datos	4.195	3.853	1.760	1.360	2,69	1,61

Tabla 4.5: Distribución expandida de la muestra por edad y sexo

4.2.2. Análisis del tamaño muestral alcanzado

A su vez es importante estudiar el tamaño de muestra alcanzado, por lo cual se presenta una herramienta desarrollada por el grupo STEPS que permite definir el tamaño necesario en la etapa de planificación de la encuesta. Esta herramienta consiste en una planilla electrónica con un conjunto de macros que funciona como un simulador de tamaños muestrales, al cambiar la confianza, y precisión dada la prevalencia de base, la distribución por sexo y edad, el Deff asociado al diseño muestral finalmente empleado y la tasa de no respuesta esperada.

Se pueden cambiar todos esos parámetros, lo que permite al simulador variar todos los parámetros que están involucrados en el cálculo del tamaño muestral, a través de la siguiente fórmula

$$n = \left[\frac{(\phi_{1-\alpha/2})^2 * \pi * (1 - \pi)}{(Moe)^2} \right] * \left[\frac{(Nes) * Deff}{(1 - TNR)} \right] \quad (4.1)$$

donde π es la prevalencia, α es el nivel de confianza manejado, (Moe) es el margen de error, (Deff) es el efecto diseño, (TNR) es la tasa de No respuesta esperada y (Nes) es el número de estratos de edad*sexo. Si se supone una prevalencia del 10 % se tiene

$$n = \left[\frac{(1,96)^2 * 0,1 * (0,9)}{(0,05)^2} \right] * \left[\frac{8 * 1,5}{0,9} \right] = 1844$$

Esta forma de cálculo es una simplificación de la realidad ya que supone que en cada estrato de edad y sexo la prevalencia, los niveles de confianza y el margen de error permanecen constantes. De este cálculo resulta un valor de $n = 230$ en cada estrato, valor que se puede comparar con los resultados del cuadro 4.6.

Como se ve en el cuadro 4.7 aparecen celdas donde los valores a los que se llegan no son los mínimos necesarios para la confianza y precisión manejada, salvo que se suponga valores de prevalencia menores, o menores valores de (Deff).

Tramo Etario	Masculino	Femenino
25-34	157	301
35-44	150	347
45-54	196	333
55-64	175	334
Sin Datos	6	9

Tabla 4.6: Tamaño de muestra alcanzado por sexo según edad

4.3. Plan de cuadros para paso 1

Para todo el paso 1 existen múltiples formas de presentar la información resumida. Una puede ser la que se maneja para la fact sheet (hoja de datos), que aparece en el apéndice B. La hoja de datos sirve para la diseminación rápida de los resultados a nivel nacional e internacional; consiste en una tabla con 4 columnas donde se reporta para ambos sexos, las prevalencias de los factores de riesgo y promedios de las variables biofísicas y bioquímicas y % de personas que están por encima de umbrales de riesgo para cada una de estas variables.

Otra posibilidad es seguir la lógica desarrollada para la publicación de los resultados de la STEPS World Health Organization (2006), donde se hicieron una serie de tablas con un banner (esqueleto) fijo que consiste en tablas por sexo (que aparecen en las columnas) según edad (que aparecen en las filas) y donde lo que cambia para cada tabla es la variable a tabular, de la que se reporta la prevalencia de ella o las medidas de resumen clásicas (medias, dispersión y cuantiles) dependiendo para cada caso de la naturaleza de la variable reportada. Siempre para cada tabla se presentan los intervalos de confianza para un nivel dado $1 - \alpha = 0,95$.

Se presentan solamente los que corresponden a cada factor tal como se vio en la sección 3.2 y una tabla final que resume el perfil de riesgo teniendo en cuenta todos los factores a monitorear del paso 1 que son 3.

Tramo Etario	Masculino	Femenino	ES(M)y (ES)F	Deff
25-34	49	51	0.03	1.30
35-44	48	52	0.03	1.32
45-54	47	53	0.02	1.25
55-64	45	55	0.02	1.11
Sin datos	52	48	0.14	1.08

Tabla 4.7: Porcentaje de personas por sexo según edad en la muestra

4.4. Análisis de la no respuesta paso 2 y 3

Para el análisis de la no respuesta se consideran diferentes factores que pueden estar asociados, algunos demográficos y otros conductuales o comportamentales, basados en hábitos de vida, relevados en el paso 1.

Paso	Variable	Descripción
1	Sexo	(Demográfica)
1	Edad	(Demográfica)
1	Estrato	(Socioeconómica)
1	EstCiv	Estado civil (Socioeconómica)
1	NivEdu	Máximo nivel educativo (Socioeconómica)
1	EstLab	Status laboral (Socioeconómica)
1	Ing	Ingreso del hogar(Socioeconómica)
1	F_1	Fumador diario (Conductual)
1	F_2	Consumo de frutas y verduras (Conductual)
1	F_3	Actividad física (Conductual)
1	DensCal	Índice de densidad calórica (Conductual)

Tabla 4.8: Variables demográficas, socioeconómicas y conductuales de paso 1

Las primeras 3 variables demográficas son características muy importantes desde el punto de vista epidemiológico y muy frecuentemente aparecen asociadas con la no respuesta.

Sexo	No Respuesta	Respuesta	ES	Deff
Masculino	61	39	2	1.44
Femenino	52	48	2	1.23
Total	56	43	1.4	1.63

Tabla 4.9: Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según sexo

El cuadro 4.9 muestra que existe una relación entre la no respuesta y el sexo, que se corrobora con una prueba de hipótesis que da un valor p significativo de 0.0008.

La no respuesta no tiene asociación con el tramo etario tal como aparece en el cuadro 4.10, con un valor $p = 0,3267$.

El estrato geográfico considerado muestra comportamiento bien diferente en cuanto al porcentaje de no respuesta, donde el promedio global cambia drásticamente al tener casi 3 de cada 4 personas de los 4 estratos de Montevideo, acrecentándose en los 2 estratos más altos.

Tramo Etario	No Respuesta	Respuesta	ES	Deff
25-34	61	39	3	1.25
35-44	54	46	3	1.53
45-54	56	44	2	1.18
55-64	54	46	2	1.27
Sin datos	49	51	1.4	1.07
Total	56	43	1.4	1.63

Tabla 4.10: Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según edad

ESTRATO	No Respuesta	Respuesta	ES	Deff
MVD bajo	51	49	5	2.03
MVD medio bajo	64	36	4	1.95
MVD medio alto	71	29	3	1.65
MVD alto	77	23	3	0.96
Norte	44	56	4	1.26
Centro norte	42	58	6	2.61
Centro sur	44	56	4	1.35
Sur y Periferia	48	52	3	1.75
Total	56	43	1.4	1.63

Tabla 4.11: Distribución (en %) de la No respuesta para paso 2 según estrato socioeconómico

Se puede resumir el comportamiento de la no respuesta para las variables demográficas a través de pruebas de independencia, aplicando el estadístico de contraste de Wald.

Variable	Estadístico F	(gl)	valor p
Sexo	11,3358	395	0,0008
Tramo etario	1,1629	395	0,3267
Estrato geográfico	14,4983	395	0,0000

Además de las 3 características demográficas más importantes, otros aspectos a tener en cuenta al medir el peso y la talla son los vinculados a las características socioeconómicas y los perfiles de riesgo nutricionales que se denominaron como variables conductuales.

Con respecto a los hábitos o variables conductuales no es lo mismo tener un 50 % de no respuesta en cualquier segmento de la población, que en un grupo donde puedan prevalecer algunos de los factores de riesgo nutricionales del paso 1. Para eso se evalúa la distribución de la no respuesta de acuerdo a 3 factores, que se presentan a continuación:

F_2	No Respuesta	Respuesta	ES	Deff
Mas de 5 porciones diarias	55	45	2	1.44
Menos de 5 porciones diarias	58	42	2	1.40
Sin datos	53	47	6	1.22
Total	56	43	1.4	1.63

Tabla 4.12: Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según Consumo diario de frutas y verduras

F_3 (Actividad Física)	No Respuesta	Respuesta	ES	Deff
Nivel Bajo	57	43	2	1.31
Nivel Moderado	57	43	2	1.22
Nivel Alto	55	45	2	1.28
Total	56	43	1.4	1.63

Tabla 4.13: Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según nivel de actividad física

Se puede ver que no existen diferencias significativas para los hábitos entre el grupo de los que respondieron y el grupo que no lo hizo para el paso 2.

(DensCal)	No Respuesta	Respuesta	ES	Deff
0	54	46	3	1.22
1	57	43	2	1.44
2	59	41	2	1.41
3	51	49	4	1.34
4	68	32	11	2.00
Total	56	43	1.4	1.63

Tabla 4.14: Distribución (en %) de la no respuesta para paso 2 según índice de densidad calórica

4.5. Escenario 1: Análisis de la información sin corregir

Se presenta a continuación la distribución de las variables antropométricas (peso, talla, IMC), y las variables de tensión arterial, tal como se relevaron con un 55% de no respuesta en el paso 2; para el paso 3 (con un 70% de no respuesta) las variables bioquímicas que se presentan son 3 y aparecen en la cuadro 4.15 donde se describe que representa cada una y como será la referencia de ahora en más a través de códigos de abreviación .

El análisis se hace a través de las medidas de posición (media, cuantiles) y de dispersión en forma global y estratificando por sexo y edad.

Para eso se presentan a continuación en la cuadro 4.15 con la especificación de las variables relevadas en el paso 2 y paso 3.

Paso	Variable	Descripción
2	Alt	Altura en cm
2	Pes	Peso en Kg
2	IMC	Índice de masa corporal
2	PdC	Perímetro de cintura en cm
2	Sis	Presión arterial sistólica (Promedio de las 3 tomas relevadas)
2	Dia	Presión arterial diastólica (Promedio de las 3 tomas relevadas)
3	Gli	Glicemia en ayunas
3	Col	Colesterol total
3	Tri	Triglicéridos
3	Hdl	Colesterol HDL

Tabla 4.15: Mediciones para paso 2 y paso 3

4.5.1. Análisis univariado de variables biofísicas

Las variables que se analizan en primera instancia son las antropométricas compuestas por peso (Pes), altura (Alt), perímetro de cintura (PdC) y por el índice de masa corporal (IMC); se debe recordar que en realidad esta variable (IMC) no es observada sino que surge como una transformación no lineal como lo muestra la ecuación:

$$IMC = \frac{Pes}{Alt^2} \quad (4.2)$$

En el cuadro 4.16 se presentan la media, el (ES), y el (Deff) para peso y altura diferenciándolos por sexo.

	Prom. (Alt)	ES (Alt)	Deff (Alt)	Prom.(Pes)	ES (Pes)	Deff (Pes)
Masculino	171.8	0.53	1.33	78.3	1.01	1.27
Femenino	159.3	0.34	1.21	67.5	0.59	1.02
25-34	165.2	0.85	1.47	68.2	1.18	1.31
35-44	165.3	0.79	1.34	72.0	1.28	1.37
45-54	164.3	0.75	1.39	74.8	0.98	1.03
55-64	163.0	0.68	1.30	74.3	1.00	0.98

Tabla 4.16: Mediciones de peso y talla según sexo y edad

En la figura 4.1 se puede observar que existe dimorfismo sexual en cuanto al peso y la talla, diferencia que se ve más claramente en la figura 4.2 y 4.3 donde además aparecen observaciones anómalas (ouliers); estas observaciones deberán ser tenidas en cuenta luego para el cálculo del (IMC).

4.5.2. Análisis bivariado de peso y talla

Las observaciones que pueden considerarse como anómalas, tal como aparecen posicionadas en el gráfico 4.3, presentan para la talla valores extremadamente bajos. El gráfico muestra las observaciones que se pueden identificar como “raras”

con las etiquetas 790,1192,1361 que tienen valores de talla 100,106,102 respectivamente y que deben considerarse como errores, por lo cual se tomarán como valores ausentes.

	Prom. (IMC)	ES (IMC)	Deff (IMC)	Prom. (PdC)	ES (PdC)	Deff (PdC)
Masculino	26.5	0.30	1.26	92.1	0.941	1.282
Femenino	26.6	0.23	1.05	85.7	0.578	1.02

Tabla 4.17: Índice de masa corporal y perímetro de cintura por sexo

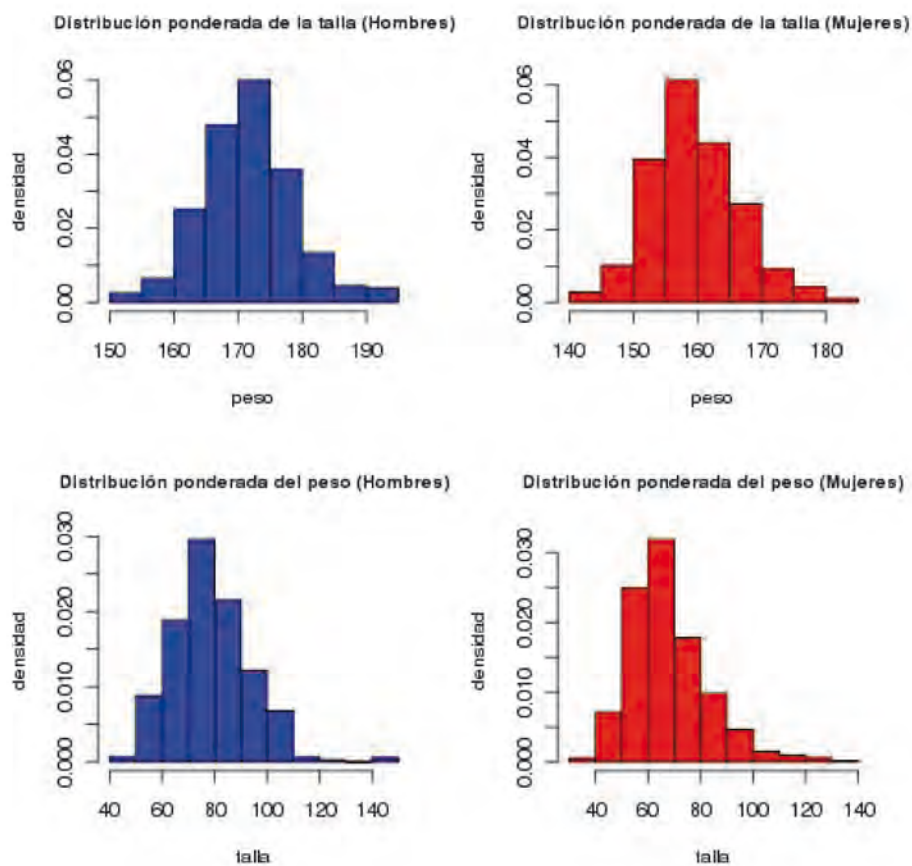


Figura 4.1: Distribución empírica del peso y talla por sexo

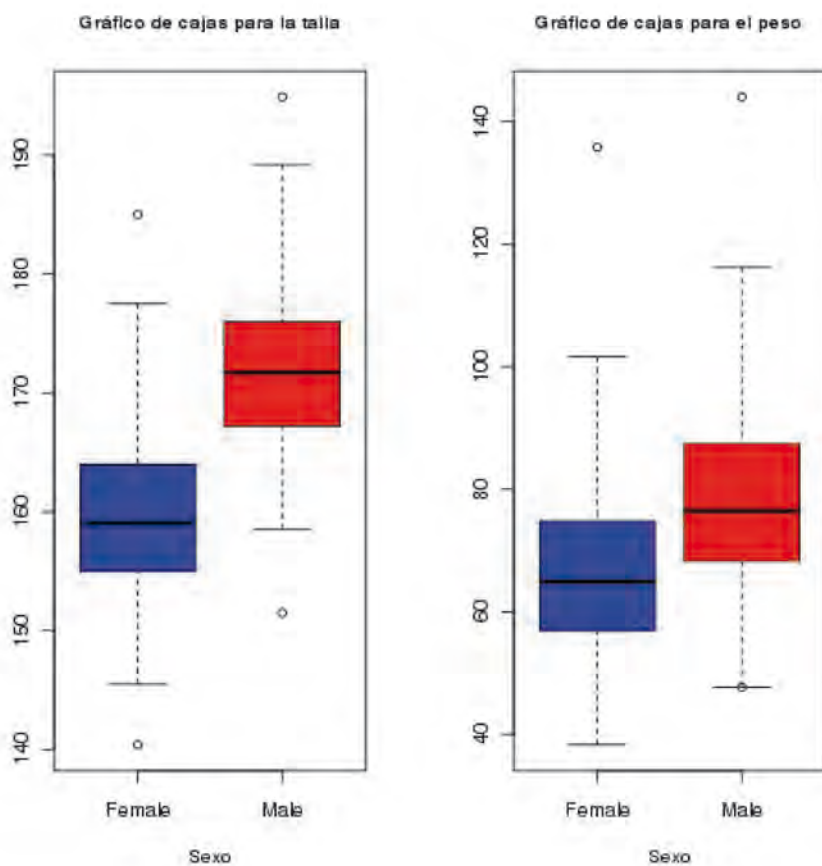


Figura 4.2: Gráfico de cajas para peso y talla por sexo

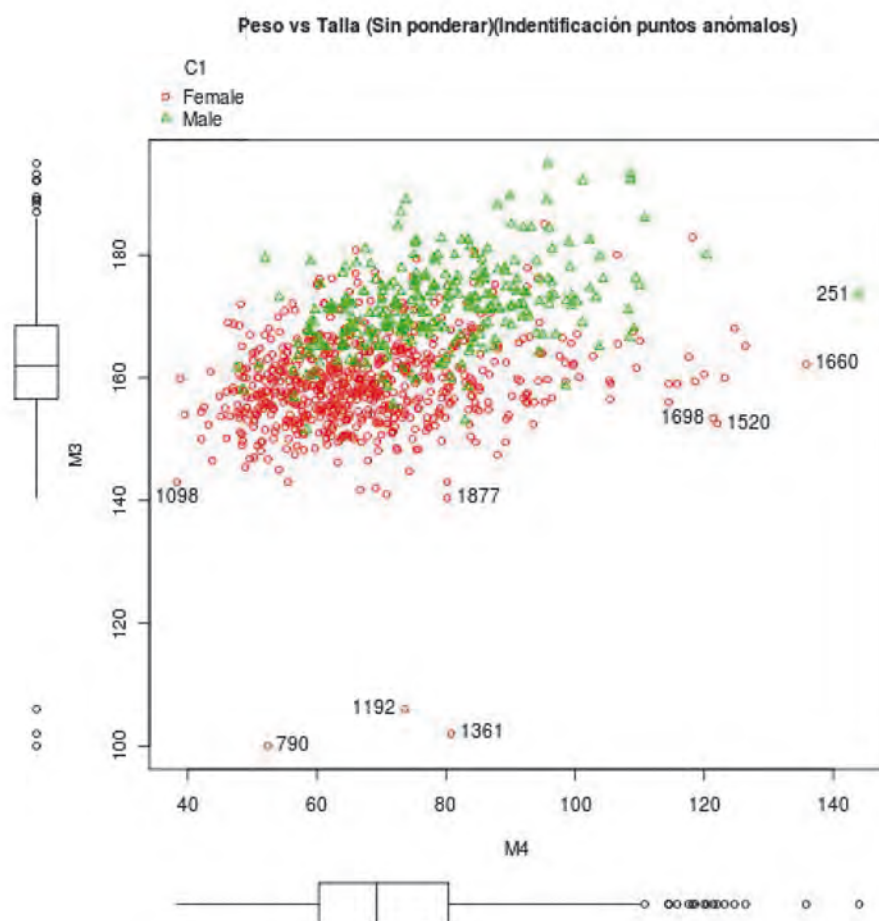


Figura 4.3: Identificación de puntos anómalos de peso y talla

Para las variables correspondientes a la presión sistólica y diastólica se puede evaluar los valores promedios de acuerdo al sexo y al tramo etario.

Variable	Prom. (Sis)	ES (Sis)	Deff (Sis)	Prom. (Dia)	ES (Dia)	Deff (Dia)
Masculino	130.7	1.21	1.02	77.9	0.86	1.09
Femenino	123.2	0.84	1.08	76.2	0.54	1.13
25-34	118.3	1.10	1.12	118.3	1.10	1.12
35-44	119.6	1.16	1.34	119.6	1.16	1.34
45-54	132.2	1.42	1.05	132.2	1.42	1.05
55-64	140.0	1.54	1.12	140.0	1.54	1.12

Tabla 4.18: Mediciones de presión arterial sistólica Y diastólica según sexo y edad

4.5.3. Análisis de variables bioquímicas

Las variables que corresponden a este grupo son las que se relevaron en el paso 3, tal como aparece en el cuadro 4.15 y la distribución se da en la hoja de datos y en los apéndices.

Valor	(Gli)	(Col)	(Tri)	(Hdl)
Mínimo	1.00	1.0	1.00	1.00
Q_1	48.00	69.0	47.00	27.00
Mediana	63.00	99.0	84.00	41.00
Media	65.28	105.1	97.02	41.76
Q_3	81.00	139.2	139.75	54.00
Máximo	132.00	218.0	246.00	99.00
Número de observaciones ausentes	255	258	256	256

4.6. Escenario 2: Corrección de la información mediante calibración

Hasta el momento se consideraron para el análisis de las variables biofísicas y de las variables bioquímicas, los pesos muestrales originales, que no toman en cuenta la no respuesta. Para poder corregir este efecto y teniendo en cuenta la no respuesta se decide hacer calibrado mediante posestratificación y mediante la técnica de rake, (tal como se describieron ambas en la sección 2.13.1) considerando para eso pesos poblacionales que se toman del cuadro 4.19. Los totales se generan calculando y expandiendo sobre los 2008 encuestados del paso 1 y pasan a ser los totales poblacionales de referencia.

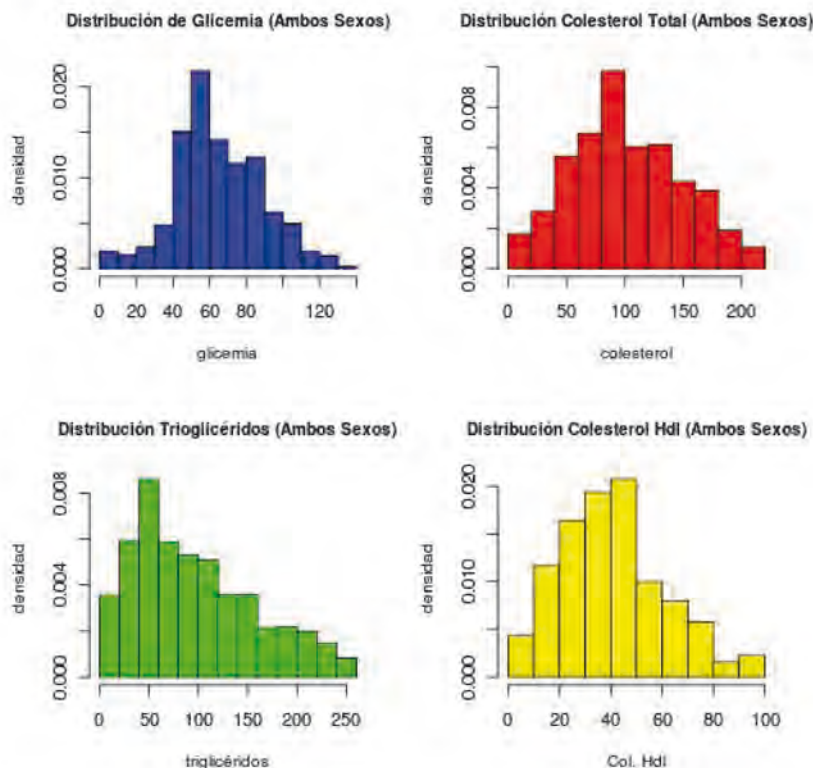


Figura 4.4: Distribución de variables bioquímicas, con pesos muestrales originales

Estrato	Femenino	Masculino	Total
MVD alto	79.781	64.493	144.274
MVD bajo	64739	62698	127.437
MVD medio alto	108979	92993	201.972
MVD medio bajo	94991	87168	182.159
Norte	69352	61270	130.622
Centro norte	58857	54632	113.489
Centro sur	42320	40444	82.764
Sur y Periferia	141376	133252	274.628
Total	612.936	644.409	1.257.345

Tabla 4.19: Totales poblacionales por sexo y estrato geográfico de acuerdo a paso 1 de STEPS

Esa misma tabla puede ser analizada en perfiles filas o columnas (es decir distribución de la variable sexo por estrato geográfico o distribución de los estratos geográficos por sexo).

Estrato	Femenino	Masculino	ES
MVD bajo	51	49	4
MVD medio bajo	52	48	3
MVD medio alto	54	46	3
MVD alto	55	45	4
Norte	53	47	4
Centro norte	52	48	5
Centro sur	51	49	4
Sur y Periferia	51	49	3

Tabla 4.20: Distribución marginal (en%) por sexo según estrato geográfico de acuerdo a STEPS1 con ponderadores originales

Estrato	Femenino	Masculino
MVD bajo	60	40
MVD medio bajo	56	44
MVD medio alto	54	46
MVD alto	66	34
Norte	56	44
Centro norte	54	46
Centro sur	57	43
Sur y Periferia	59	41

Tabla 4.21: Distribución marginal (en%) por sexo según estrato geográfico de acuerdo a STEPS2 ponderadores originales

Como se puede ver la distribución marginal del sexo (según estrato) cambia en virtud de la no respuesta, donde ya se vió que los hombres están subrepresentados, y los estratos MVD medio alto y MVD alto también están subrepresentados.

Haciendo el supuesto de que los totales válidos contra los cuales ajustar son los que surgen del cuadro 4.19 se procede a hacer el calibrado mediante posestratificación y rake. Al ajustar los pesos, forzándolos a que reproduzcan los totales del cuadro 4.19, se llega a los valores del cuadro 4.22

Estrato	Femenino	Masculino	ES
MVD bajo	51	49	0.00
MVD medio bajo	52	48	0.00
MVD medio alto	54	46	0.00
MVD alto	55	45	0.00
Norte	53	47	0.00
Centro norte	52	48	0.00
Centro sur	51	49	0.00
Sur y Periferia	51	49	0.00

Tabla 4.22: Distribución marginal (en %) por sexo según estrato geográfico con ponderadores posestratificados

Un detalle a tener en cuenta es que tanto para el cuadro 4.20 como para el 4.21, como eran valores que surgían de una expansión con los pesos muestrales del diseño usado, estos tenían errores asociados. Luego de la posestratificación estos errores desaparecen ya que se logran estimar sin error los totales (es una característica del proceso de posestratificación). Se tiene un nuevo juego de ponderadores o pesos muestrales, que ahora reproducen los totales originales. Algunos de esos pesos toman valores bastante más grandes según sean ponderadores de encuestados que antes estaban subrepresentados.

La otra posibilidad para el calibrado de los pesos muestrales es a través de la técnica de rake, considerando los totales poblaciones marginales que surgen del cuadro 4.19.

En la figura 4.5 se comparan finalmente los 3 vectores de pesos y se puede ver que los pesos originales, que aparecen como (peso.o) están en un rango [250, 1700], y cambian en forma pronunciada estando en un rango [400, 6900] para (peso.p), pesos que corresponden a la posestratificación y un rango de [400, 6300] para los pesos modificados por rake (peso.r).

Se ven en el gráfico que existen pesos que fueron recalculados variando en forma importante su valor

4.7. Escenario 3: Corrección mediante imputación

Teniendo en cuenta que para el caso de las variables biofísicas y bioquímicas la no respuesta fue completa (no es no respuesta al ítem, sino no respuesta a la unidad) es equivalente hacer la corrección imputando de acuerdo a los valores donde hay información, que hacerlo mediante calibrado.

Lamentablemente no se puede usar las técnicas de regresión planteadas en la sección 2.13.2 ya que el problema no es que se tenga valores de peso y falte la talla o la presión

Relación entre ponderadores originales y calibrados

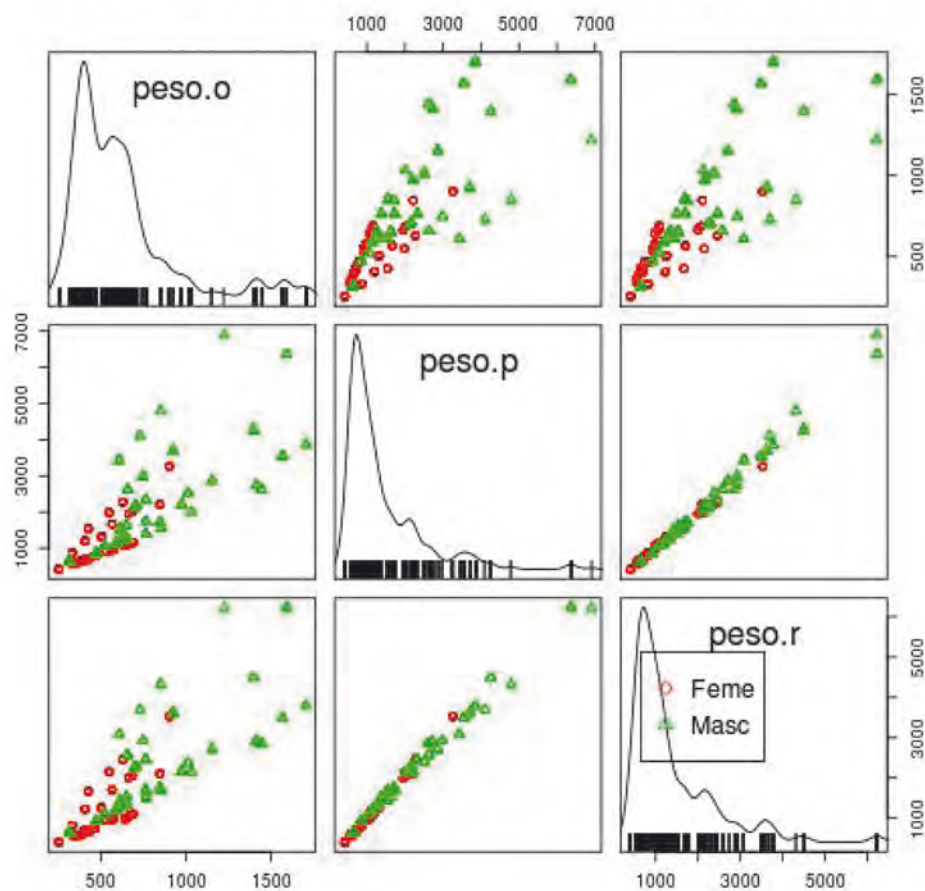


Figura 4.5: Relación entre pesos muestrales originales y calibrados

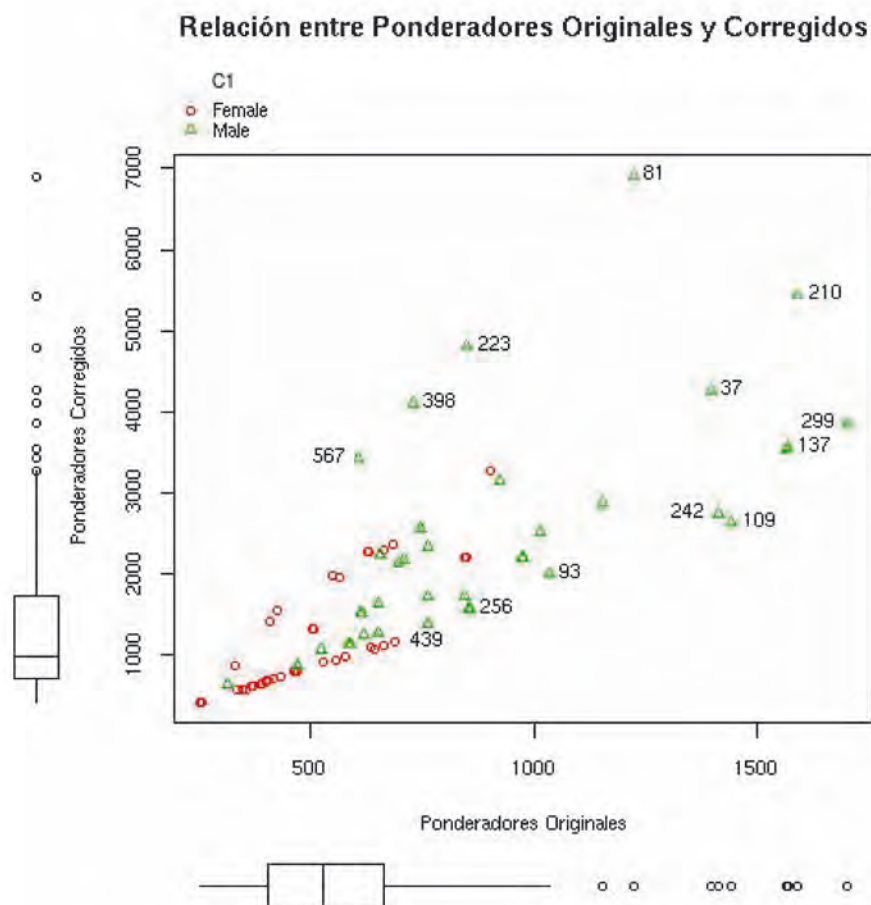


Figura 4.6: Relación entre pesos muestrales originales y posestratificados

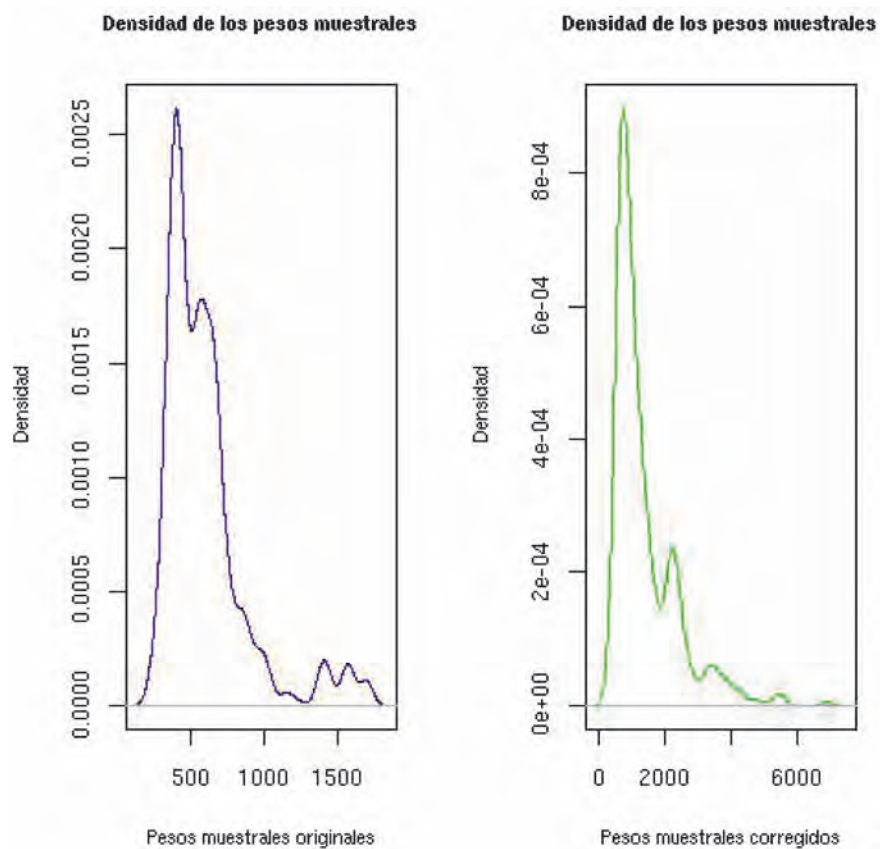


Figura 4.7: Distribución de los pesos muestrales originales y posestratificados

Variables	Estimación	(ES)	valor t	$\Pr(> t)$
(Intercept)	-0.3903	0.2280	-1.71	0.0877
MVD medio bajo	-0.5904	0.2638	-2.24	0.0258
MVD medio alto	-0.8983	0.2588	-3.47	0.0006
MVD alto	-1.2177	0.2532	-4.81	0.0000
Norte	0.2376	0.2541	0.94	0.3503
Centro norte	0.3261	0.3060	1.07	0.2871
Centro sur	0.2325	0.2570	0.90	0.3662
Sur y Periferia	0.0952	0.2391	0.40	0.6907
Femenino	0.3950	0.1102	3.59	0.0004
35-44	0.2401	0.1564	1.54	0.1255
45-54	0.2223	0.1453	1.53	0.1269
55-64	0.3063	0.1529	2.00	0.0459
Sin Datos	0.4005	0.5701	0.70	0.4828

Tabla 4.23: Modelo de Respuesta para paso 2 según características demográficas

arterial; la no respuesta cuando se da es total correspondiente a todos los items del paso 2 (es decir de todas las variables del paso 2).

Imputar implica tomar valores para el peso, la talla, la presión sistólica y diastólica en los registros (encuestas) donde existen esa información. Por lo tanto los registros que ceden su valores (en este caso sería el método de hot deck) pasan a estar sobrerrepresentados en la misma relación de la frecuencia en que ceden los valores (donan sus valores).

4.8. Propensión a la no respuesta

En la sección 4.4 se estudió la no respuesta habiéndose encontrado que esta no es aleatoria y que está asociada a una serie de variables epidemiológicas muy importantes como lo son el sexo y la ubicación geográfica, entre otras. Los cuadros 4.9 y 4.11 muestran la distribución de la no respuesta, la que puede estudiarse de otra manera para llegar a los mismos resultados, a través de un modelo de regresión logística (modelo de regresión logística) donde la variable de respuesta es si la persona encuestada respondió o no respondió, de acuerdo a las características demográficas. Silva (1995), Hosmer y Lemeshow (1988). Este modelo pone de manifiesto cuál es la propensión (medido a través de la probabilidad) a no responder condicionado al sexo, edad y estrato geográfico

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-\sum_{i=0}^{i=k} \alpha_i X_i}} \quad (4.3)$$

donde $Y = 1$ indica que hay no respuesta en el paso 2

En este caso de acuerdo a los coeficientes estimados que aparecen en la tabla 4.23 se puede establecer el siguiente (modelo de regresión logística)

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(\text{Intercept}) - \sum_{i=1}^{i=k} \alpha_i X_{1i} - \sum_{i=1}^{i=k} \alpha_i X_{2i}}} \quad (4.4)$$

- $\sum_{i=1}^{i=k} \alpha_i X_{1i}$ corresponde a los estratos geográficos
- $\sum_{i=1}^{i=k} \alpha_i X_{2i}$ corresponde a los tramos de edad

En el término (Intercept) están incluidos la categoría Masculino y el estrato MVD bajo, tomándose ambas categorías como base de comparación o lo que es equivalente ver cómo cambia la propensión a responder de las personas comparadas con un hombre del estrato MVD bajo.

Para el caso de los factores de alimentación y actividad física la propensión para no respuesta a través del (modelo de regresión logística) no muestra coeficientes estimados significativos con lo cual a priori no se puede saber si las personas tendrán más o menos probabilidad de contestar de acuerdo a esas características.

Variables	Estimación	(ES)	valor t	$\Pr(> t)$
(Intercept)	-0.1707	0.1296	-1.32	0.1883
DensCal=1	-0.1011	0.1359	-0.74	0.4575
DensCal=2	-0.1972	0.1438	-1.37	0.1709
DensCal=3	0.0894	0.1782	0.50	0.6164
DensCal=4	-0.3038	0.5057	-0.60	0.5484
$F_2 = No$	-0.1129	0.1054	-1.07	0.2849
Nivel Moderado	-0.0056	0.1213	-0.05	0.9634
Nivel Alto	0.0938	0.1137	0.82	0.4100

Tabla 4.24: Modelo de respuesta para paso 2 según características nutricionales

Para el paso 3 es necesario nuevamente analizar cuál es patrón de no respuesta, por lo cual se le ajusta nuevamente un modelo de (RL) para las características demográficas, que se presenta en el cuadro 4.25.

Si se observan los resultados del cuadro 4.25 se encuentra que para algunos estratos (Montevideo medio alto y Montevideo alto) la no respuesta es significativamente diferente y menor, si se toma en cuenta el signo de los coeficientes (-0,879 y -1,340) respectivamente. La variable sexo también está asociada con la no respuesta si se toma en cuenta el valor del coeficiente para la categoría femenino, que es significativo y con un valor positivo de 0.3640. Para la variable edad que también se consideró para el modelo se

Variables	Estimación	(ES)	valor t	$\Pr(> t)$
(Intercept)	-0.8529	0.2207	-3.86	0.0001
MVD medio bajo	-0.4743	0.2646	-1.79	0.0738
MVD medio alto	-0.8794	0.2615	-3.36	0.0008
MVD alto	-1.3405	0.2670	-5.02	0.0000
Norte	-0.0893	0.2674	-0.33	0.7385
Centro norte	-0.0993	0.2969	-0.33	0.7384
Centro sur	-0.2252	0.2751	-0.82	0.4135
Sur y Periferia	0.1630	0.2363	0.69	0.4907
Femenino	0.3640	0.1129	3.22	0.0014
35-44	0.2459	0.1575	1.56	0.1193
45-54	0.2178	0.1550	1.40	0.1609
55-64	0.4631	0.1556	2.98	0.0031
EDAD Sin Datos	-0.0373	0.6391	-0.06	0.9535

Tabla 4.25: Modelo de respuesta para paso 3 según características demográficas

encuentra que también hay un tramo de edad fuertemente asociado a la no respuesta, con un valor de 0.463 que indica que las personas de esos tramos de edad contestaron más en relación con los demás encuestados de otras edades.

Un primer análisis de esta situación es que parece confirmarse una situación que muchas veces se da en los relevamientos en encuestas poblacionales. Contestan menos en Montevideo en los hogares de sectores socioeconómicos medio altos y altos y constestan más las mujeres y las personas de 55 a 64 años.

4.9. Comparación de los diferentes escenarios

Corresponde, ahora que se tienen 2 escenarios de estimación hechos usando diferentes vectores de pesos, compararlos y entender é los resultados son los que se encontraron. Si se toman en cuenta los valores del cuadro 4.22 se logran reproducir los totales sin errores, lo que lleva a preguntarse el impacto de estos cambios en los promedios y cuantiles de las variables biofísicas y bioquímicas, ya que los cambios de los pesos son importantes al pasar de pesos originales a pesos calibrados (por los dos métodos).

Considerando por ejemplo la variable peso (Pes) se tiene lo siguiente:

Se puede ver que no hay diferencias entre los promedios de la variable (Pes) al considerar los 3 tipos de ponderadores, lo que puede parecer un resultado sorprendente a priori, si se tiene en cuenta los cambios en los pesos. Los resultados para la variable talla (Alt) son similares en cuanto a que las diferencias son mínimas.

Ponderadores Usados	Sexo	Promedio(Pes)	ES (Pes)
peso.o (Pesos originales)	Masc	78.50	1.00
	Feme	67.57	0.59
peso.p (Pesos posestratificados)	Masc	78.52	0.96
	Feme	67.37	0.62
peso.r (Pesos calibrados por rake)	Masc	78.50	1.00
	Feme	67.57	0.59

Tabla 4.26: Comparación de estimaciones del peso de las personas según diferentes ponderadores

Ponderadores Usados	Sexo	Promedio(Alt)	ES (Alt)
peso.o	Masc	171.84	0.53
peso.o	Feme	159.34	0.34
peso.p	Masc	172.24	0.54
peso.p	Feme	159.63	0.29
peso.r	Masc	171.84	0.53
peso.r	Feme	159.34	0.35

Tabla 4.27: Comparación de estimaciones del altura de las personas según diferentes ponderadores

Esta otra variable antropométrica no muestra cambios al usar los 2 sistemas de ponderadores calibrados, y queda por lo tanto entender por qué se da este fenómeno y en cual variable hay impacto con los nuevos pesos. Para eso hay que tener en cuenta del diseño del cual se partió, en el cual hay aspectos importantes a considerar:

- El verdadero diseño no se dispone así como tampoco de las probabilidades de inclusión de segundo orden π_{kl} ;
- Se supone que el diseño es estratificado por conglomerados, donde la única información disponible del diseño son las PSU (unidades primarias de muestreo) y un sistema de pesos o ponderadores (que aparecía en la variable WEIGHT de la tabla de datos original);
- Al tener solamente las PSU se supone que el diseño usado más similar es el que aparece en la figura 2.4 del capítulo 2, que corresponde al diseño tipo 1 recomendado por el equipo de STEPS;
- Para la selección de las personas dentro del hogar se aplicó la tabla de Kish.

Por lo tanto, los pesos muestrales se consideran dados y siguiendo entonces los criterios mencionados en el párrafo anterior un primer aspecto a considerar son los valores del cuadro 4.28.

Tramo etario	Masculino	Femenino	Total
25-34	157	301	458
35-44	150	347	497
45-54	196	333	529
55-64	175	334	509
Sin Datos	6	9	15
Total	684	1324	2008

Tabla 4.28: Distribución de la muestra por sexo según edad

El cuadro 4.28 muestra que la cantidad de hombres que finalmente fueron muestreados son siempre menos que las mujeres.

Tramo etario	Masculino	Femenino	Total
25-34	34.3	65.7	100.0
35-44	30.2	69.8	100.0
45-54	37.1	62.9	100.0
55-64	34.4	65.6	100.0

Tabla 4.29: Distribución porcentual de la muestra por sexo según edad

Estos valores no son los que se esperarían encontrar habiendo aplicado la tabla de Kish teniendo como referencia los totales poblacionales del cuadro 4.5; es decir, para casi todos los tramos de edad efectivamente se encuestaron 2 mujeres por cada hombre, resultado que debiera de estar contemplado en los ponderadores disponibles, lo que hace pensar que los pesos ya deben de haber sido alterados mediante un proceso similar al de la sección 4.6, es decir mediante calibrado.

Esta consideración es la que puede permitir suponer y entender cómo teniendo esa relación en la muestra se logra tener totales expandidos por sexo y edad que reproducen en el cuadro 4.5, resultado que va a condicionar el análisis del paso 2 y paso 3.

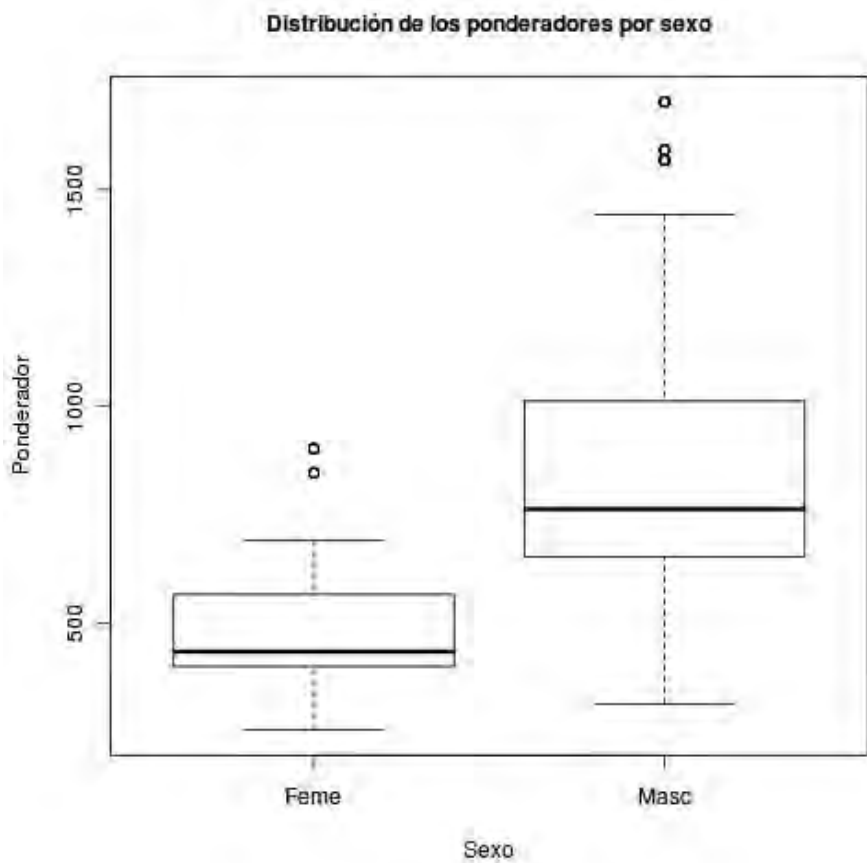


Figura 4.8: Distribución de ponderadores por sexo

La figura 4.8 muestra que ya los pesos muestrales asignados a los hombres son diferentes a los que corresponden a las mujeres tomando valores mucho más grandes.

Teniendo en cuenta este aspecto, si al vector de pesos muestrales disponibles, que ya ha recibido una transformación, se le hace una segunda modificación, (como la planteada en la Sección 4.6), los resultados en las variables biofísicas y bioquímicas no cambian. ¿Que es lo que cambia por lo tanto? La no respuesta que se dio en el paso 2 produjo una división en la población encuestada, donde se tienen 2 grupos:

1. los elementos r/s (respondentes);
2. los elementos $n - r$ (no respondentes).

tal como aparecía en la figura 2.10. Como no se observan cambios para las variables biofísicas y bioquímicas considerando los pesos originales y los calibrados obtenidos en 4.6, se propone analizar cómo fue el impacto de esa división en los 2 grupos r/s y $n - r/s$ e identificar las diferencias entre factores de riesgo del paso 1 y algunas otras variables al considerar la muestra completa y el grupo r/s que es el único donde se dispone de información para las variables biofísicas y bioquímicas.

Viendo el cuadro 4.30 se puede entender mejor en qué se diferencian los encuestados de r/s del paso 2 ya que por ejemplo hay cambios para la proporción de personas con los 3 factores de riesgos en función del sexo. Los hombres aparecen con un 37,2% de prevalencia para el factor hábito de fumar (F_1) tomando los ponderadores originales pero que cambian al ajustarlos mediante posestratificación a 35,5%. Esto indica que si se quieren hacer comparables las mediciones, por lo tanto ajustando por sexo y estrato geográfico, el perfil epidemiológico de los hombres no es el mismo por lo menos para el F_1 . Una situación similar se encuentra para el factor F_3 , si se compara el 29,0% con los pesos originales, con el 26,2% con la posestratificación para hombres. De cualquier manera las diferencias no son significativas si se comparan las estimaciones puntuales y sus respectivos IC (usando los (ES)).

Ponderador	Sexo	F_1	(ES)	F_2	(ES)	F_3	(ES)
Pesos originales paso 1	Feme	28.6	1.4	84.9	1.0	40.70	1.40
	Masc	37.2	2.0	85.0	1.5	29.00	1.80
Pesos originales paso 2	Feme	29.3	2.0	87.6	1.4	38.60	1.90
	Masc	38.6	3.1	85.1	2.3	29.20	2.90
Pesos posestratificados	Feme	28.2	2.0	86.1	1.6	38.50	2.10
	Masc	35.5	2.9	83.8	2.6	26.40	2.80

Tabla 4.30: Prevalencia de factor de riesgo según sexo y diferentes sistemas de ponderadores

Algunas de las mediciones que se reportan en la hoja de datos, que aparece en el cuadro 4.33 están pensadas para evaluar la prevalencia de (HTA) no diagnosticada, por

lo cual es importante saber si los respondentes del paso 2 son similares de acuerdo a la pregunta 71 (H2A) del cuestionario que evaluaba si el encuestado tenía (HTA) diagnosticada por un profesional. Para eso se pueden comparar los resultados usando los diferentes ponderadores.

Ponderador	Sexo	(HTA)	(ES)
Pesos originales paso 1	Feme	22.50	1.20
	Masc	17.60	2.30
Pesos originales paso 2	Feme	26.40	1.80
	Masc	17.6	2.3
Pesos posestratificados	Feme	24.80	1.70
	Masc	17.10	2.40

Tabla 4.31: Prevalencia de hipertensión arterial (HTA) diagnosticada por médico, según sexo y diferentes sistemas de ponderadores

Si se comparan los valores de prevalencia de (HTA) para las mujeres considerando los diferentes ponderadores se ve que los valores no son los mismos.

Ponderador	Sexo	(Diab)	(ES)
Pesos originales paso 1	Fem	6.20	0.70
	Masc	3.70	0.70
Pesos originales paso 2	Fem	7.60	1.10
	Masc	5.30	1.40
Pesos posestratificados	Fem	7.70	1.20
	Masc	5.40	1.60

Tabla 4.32: Prevalencia de diabetes (Diab) diagnosticada por médico, según sexo y diferentes sistemas de ponderadores

Para el caso de la prevalencia de diabetes diagnosticada por médico o profesional de la salud, que funciona como medición autoreferida y que debe ser combinada con los valores estimados que se presentan en el cuadro 4.34, se encuentra que la cantidad de hombres con Diabetes diagnosticada por médico ajustada por posestratificación aumenta bastante.

4.10. Resultados finales para variables del paso 2 y paso 3

Teniendo en cuenta las diferentes consideraciones presentadas en la sección 4.9 finalmente se presentan las mediciones biofísicas y bioquímicas, usando los pesos muestrales modificados mediante posestratificación o calibración completa ya que se vió que no había diferencias al usar la técnica de rake (la calibración incompleta). Se observa que los resultados en sí no cambian, pero que el conjunto de respondientes r/s no tiene el mismo perfil epidemiológico que el de la muestra completa del paso 1; el análisis hecho para las variables biofísicas en la sección precedente no se hizo para las variables bioquímicas, ya que existe un nuevo nivel de no respuesta del paso 2 al 3, tal como se presentó en la sección 4.5. Ese nivel de no respuesta es esperable por tratarse de mediciones que implican extracción de sangre y ayuno previo, por lo cual se debería hacer un nuevo ajuste, pero considerando que los pesos muestrales “originales” no son tales (ya provienen de un mecanismo de ajuste que se desconoce cómo se hizo) se opta por solo hacer la corrección del paso 2 y las comparaciones que se hagan, se deben hacer considerando que los conjuntos de respuestas r_1/s y de $r_2/r_1/s$ son equivalentes. Puede existir la presunción de que eso no sea válido, pero considerando cómo fue todo el mecanismo de generación (y las dudas que se tienen), se opta por esta alternativa.

Para el caso de la presión arterial sistólica y diastólica, los valores que se reportan en términos de prevalencia están conformados por:

- las personas encuestadas que están por encima del punto de corte referido;
- las personas encuestadas que están en tratamiento medicamentoso para la presión arterial elevada (PAE).

Para el cálculo de la prevalencia de sobrepeso u obesidad se incluye a todas las personas encuestadas:

Medidas Biofísicas	Ambos sexos	Masculino	Femenino
Media de índice de masa corporal	26.38 [25.8-26.9]	26.4 [25.6-27.2]	26.3 [25.6-27.1]
% con sobrepeso	56.6 [52.8-60.4]	60.1 [55.1-65.1]	53 [49.4-56.6]
% con obesidad	19.9 [17.07-22.9]	19.4 [14.4-24.4]	20.5 [17.3-23.7]
Media perímetro de cintura	88.6 [87.0-90.2]	92 [89.4-94.6]	85.3 [83.5-87.1]
Presión sistólica media (Se excluyen los que tienen tratamiento PA elevada)	122.8 [120.6-125.0]	128.4 [124.7-132.1]	117.65 [115.2-120.1]
Presión diastólica media (Se excluyen los que tienen tratamiento PA elevada)	75 [73.5-76.6]	76.6 [73.9-79.2]	73.48 [71.7-75.2]
% con PA por encima PC (Sis) \geq 140 o (Dia) \geq 90	35.83 [31.9-39.7]	37.6 [31.1-44.2]	34.1 [29.9-38.2]
% con PA por encima PC (Sis) \geq 160 o (Dia) \geq 100	25.8 [22.5-29.1]	24.2 [18.8-29.7]	27.7 [24.1-31.3]

Tabla 4.33: Hoja de datos para medidas biofísicas (paso 2) con ponderadores posestratificados

Medidas Bioquímicas	Ambos sexos	Masculino	Femenino
Media de glucosa en sangre (se excluyen personas con tratamiento por diabetes) (mmol/L) (mg/dL)	4.88 [4.75-5.04] 86.5 [84.3-88.7]	4.9 [4.67-5.13] 88.4 [84.2-92.6]	4.70 [4.6-4.8] 84.8 [83.0-86.6]
% de personas con tratamiento por diabetes o con % de glucosa por encima de PC (> 6,1)mmol/l PC (> 7,0)mmol/l	24.9 [20.9-28.8] 7.3 [4.9-9.7]	22.3 [16.0-28.7] 7.2 [3.0-11.4]	27.3 [22.9-31.7] 7.4 [4.6-10.2]
Media de colesterol total (mmol/L) (mg/dL)	4.69 [4.58-4.79] 181.4 [177.4-185.3]	4.73 [4.58-4.89] 183.0 [176.9-189.1]	4.65 [4.58-4.73] 179.0 [174.9-184.9]
% de personas con colesterol total por encima de PC (>= 5.2)mmol/l PC (>= 6.5)mmol/l	29.2 [24.9-33.6] 3.7 [2.2-5.2]	31.3 [24.1-38.6] 2.4 [1.0-5.7]	27.3 [22.8-31.9] 4.0 [2.3-5.7]

Tabla 4.34: Hoja de datos para medidas bioquímicas (Paso 3) con ponderadores
posestratificados

4.11. Distribución por sexo de los Factores de riesgo

Paso	Variable	Descripción
1	F_1	Fumador diario
1	F_2	Consumo bajo de trutas y verduras
1	F_3	Actividad física baja
2	F_4	Sobrepeso y obesidad (por encima de 25)
2	F_5	Hipertensión arterial por encima PC o en tratamiento

Tabla 4.35: Factores de riesgo de paso 1 y 2 (Descripción)

Factor de riesgo	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
F_1	32,7 [30,4–35,0]	37,2 [33,2–41,2]	28,6 [25,8– 31,4]
F_2	85,0 [83,0–87,0]	85,0 [82,0–88,0]	84,9 ([2,9–86,9]
F_3	35,1 [32,8–37,4]	29,0 [25,4–32,6]	40,7 [37,9–43,5]
F_4	56,8 [54,4–59,2]	53,6 [49,4–57,8]	60,1 [53,5–66,7]
F_5	35,8 [33,4–38,2]	34,1 [29,9–38,3]	37,6 [31,0–44,2]

Tabla 4.36: Factores de riesgo (prevalencias globales y por sexo)

Conclusiones y recomendaciones

En este capítulo se resumen las contribuciones que se hacen en el campo de la epidemiología y la salud pública usando las técnicas de muestreo para resolver diferentes problemas que habitualmente debe resolver el salubrista. Esto supone entonces contar con el instrumental estadístico adecuado, necesario en los diferentes diseños de estudios habitualmente utilizados, y de los cuales se toman en consideración con especial nivel de detalle, los estudios sanitarios donde es necesario usar las encuestas de base poblacional por muestreo probabilístico.

El énfasis que se tomó en cuenta en este trabajo y en el cual se centró el desarrollo más importante está en la necesidad de incorporar los aspectos de las técnicas de muestreo más avanzadas cuando el estudio lo necesita y usar, por otra parte, información auxiliar para mejorar las estimaciones o para resolver problemas que se presentan al generar la información. Tal como se plantea en el capítulo 2 es fundamental que estas técnicas se conozcan, se difundan y se usen para poder tener resultados válidos y por lo tanto que el epidemiólogo se base en la teoría más moderna del muestreo, que surge de los trabajos de (Särndal et al., 1992) en *Estimation in Surveys with Nonresponse* y de (Särndal y Lundström, 2005) en *Estimation in Surveys with Nonresponse*.

Esta nueva forma de trabajar en los diseños muestrales propone un manejo diferente al que se hacía con la teoría estadística tradicional, donde el carácter de la aleatoriedad, surgía de un modelo hipotético; en el caso de esta nueva lógica de trabajo es el mecanismo de extracción de la muestra el que modula el carácter randómico de lo observado. Los diseños muestrales no dependen de los valores de las variables de interés en la muestra, o sea, no dependen de los y_k observados, aunque si pueden depender de los valores de variables auxiliares x_k .

En esta nueva teoría del muestreo es necesario tener claro lo que es el concepto de población y de marco muestral, las diferencias que existen entre ambos objetos, sabiendo que es sobre el marco muestral que se puede trabajar y extraer la muestra (subconjunto de U población); a su vez el marco muestral sobre el que efectivamente se puede trabajar y acceder a las unidades tiene características particulares, como ser que se desactualiza con mayor o menor rapidez. A su vez el Marco Muestral va a contener unidades que no pertenecen a la población y a su vez le van a faltar unidades que si estaban en la población objetivo inicialmente, produciendo de esta manera una de las fuentes de error más importantes en las encuestas, como son la subcobertura y sobrecobertura.

Un primer aspecto clave que se presenta en este trabajo son los tipos de errores subyacentes en los mecanismos de muestreo. Por un lado, está el error muestral, el que ha sido ampliamente estudiado a través de la inferencia estadística y que depende del proceso o mecanismo de muestreo. A esta fuente de error para la que existen métodos de evaluación y que habitualmente se incorporan en los métodos de estimación, se debe agregar un nuevo componente que proviene de los problemas de diseño, de recolección de la información, de respuesta, de procesamiento y que se puede resumir como error de no muestreo, para los que se deben tener en cuenta los trabajos de (Lessler y Kalsbeek, 1992).

Otro concepto que se introduce es el de muestreo probabilístico cuando la selección de las unidades que se hacen sobre el marco muestral s cumplen con:

1. El conjunto $S = \{s_1, s_2, \dots, s_M\}$ de todas las muestras posibles es conocido;
2. Cada $s \in S$ tiene asociada una probabilidad de selección, $p(s)$. El procedimiento de selección asigna para todo $k \in U$ una probabilidad no nula de inclusión. A la probabilidad de inclusión del elemento k en la muestra S se la anota como: $P(k \in S) = \pi_k > 0$ y se denominará probabilidad de inclusión de primer orden.
3. Una muestra s es seleccionada por un mecanismo aleatorio que asegura que cada una de las posibles muestras de S , tiene una probabilidad de ser seleccionada exactamente igual a $p(s)$.

Surge entonces un nuevo concepto, llamado diseño muestral, $p(\cdot)$ función de probabilidad sobre S , $p(s) = P(S = s)$ donde S es un elemento aleatorio y s es una realización de S , al cual se asocia otro concepto muy importante, como es el tamaño de muestra y que es el número de elementos de s y se nota como n_s . A su vez es el diseño muestral el que determina si el tamaño de muestra es fijo o aleatorio.

El diseño muestral, $p(s)$ cumple con:

$$p(s) \geq 0 \quad \forall s \in S; \quad \sum_{s \in S} p(s) = 1 \quad (5.1)$$

por lo cual las propiedades estadísticas de cualquier cantidad calculada a partir de los datos observados de la muestra, pueden ser estudiadas.

Otro aspecto clave en esta teoría del muestreo es que lo que interesa es saber es si el elemento k está en la muestra, $\{k \in S\}$, lo que se puede expresar con una variable indicatriz que es aleatoria:

$$I_k(S) = \begin{cases} 1 & \text{si } k \in S \\ 0 & \text{si } k \notin S \end{cases}$$

De esta manera se pueden calcular entonces las probabilidades de inclusión de primer orden $\pi_k = P(k \in S) = P(I_k = 1) = \sum_{s \ni k} p(s)$ y las probabilidades de inclusión de segun-

do orden $\pi_{kl} = P(k \text{ y } l \in S) = P(I_k = 1, I_l = 1) = P(I_k I_l = 1) = \sum_{s \ni k \text{ y } l} p(s)$. Cuando se desee calcular alguna cantidad que dependa de los datos el problema se planteará en términos de un total o cualquier otra transformación que se pueda derivar de un total. Cuando se conoce el mecanismo de muestreo y se tiene $p(s)$ un diseño aleatorio cualquiera el estimador para $t_y = \sum_U y_k$ viene dado por:

$$\hat{t}_{y_\pi} = \sum_S \check{y}_k$$

donde $\check{y}_k = \frac{y_k}{\pi_k}$, que tiene la ventaja de ser un estimador insesgado, que se lo conoce como “el estimador Horvitz - Thompson” o “estimador π ” o π expansión.

El principio en que se basa es bien sencillo “principio de π expansión” que puede resumirse como sigue: para obtener un estimador insesgado de un total poblacional se pasa de la población U a S y se expande multiplicando por $\frac{1}{\pi}$ cada uno de los sumandos. Luego de tener una estimación del total o una función del total es necesario poder medir el error cometido en la estimación, lo que se logra a través del cálculo de la varianza del total de la variable, para un diseño $p(s)$ como:

$$V_{p(s)}(\check{t}_k) = V(\sum_S \check{y}_k) = \sum_U \sum_{k \neq l} \Delta_{kl} \check{y}_k \check{y}_l \quad (5.2)$$

donde $\sum \sum_U$ es la suma en $k = 1, 2, \dots, N, l = 1, 2, \dots, N$.

Existen varios diseños y el más sencillo es el diseño SI (MAS s/r.) de tamaño n a partir del cual se puede derivar cualquier otro diseño más elaborado. A su vez, el desarrollar todo a partir de SI, permite evaluar otro concepto que es fundamental.

Una forma de medir la pérdida o ganancia de eficiencia por cambiar de diseño de muestreo es comparar las varianzas entre el diseño que se quiera usar y el diseño SI. El diseño SI es el que se toma como base de comparación para otros diseños que más adelante se verán, necesarios ya que hay que sacrificar la pérdida de precisión o lo que es lo mismo tener más varianza para ganar con la posibilidad de tener un diseño mas económico.

$$\text{Deff}(p(s), \hat{t}_\pi) = \frac{V_{p(s)}(\hat{t}_\pi)}{V_{SI}(\hat{t}_\pi)} \quad (5.3)$$

A partir de SI se derivan muchas otras formas llevar adelante los procedimientos de muestreo los que se pueden clasificar como sigue :

1. Diseño BE (Bernoulli);
2. Diseño SY (Muestreo sistemático);
3. Diseño PO (Muestreo de Poisson);
4. Diseño π ps (Muestreo con probabilidad proporcional al tamaño);

5. Diseño ST (Muestreo estratificado);
6. Diseño SIC (Muestreo por conglomerados).

Por otra parte, cualquiera de las situaciones en las que se puedan desarrollar los estudios sanitarios muy probablemente implicarán no poder disponer de un marco muestral sobre el cual poder hacer muestreo directo de elementos. Por lo cual es necesario aproximarse a las unidades de muestreo llegando en más de una etapa, con lo cual la solución son los diseños muestrales en varias etapas, donde es posible aplicar la lógica de cálculos de probabilidades de inclusión de las unidades en cada etapa. De esa, manera el epidemiólogo puede hacer encuestas a personas, siguiendo algunos de los diseños que se detallan en la sección 2.4.14, donde además cuenta con procedimientos sistematizados para evitar sesgos de selección como son los métodos de Kish.

Una especial atención merecen los diseños autoponderados, que facilitan 2 aspectos como son el trabajo de campo donde es posible relevar siempre la misma cantidad de unidades finales de muestreo y el posterior análisis de la información donde no es necesario tener en cuenta pesos muestrales diferentes.

Un último aspecto que debe el epidemiólogo tener en cuenta es el nivel de desagregación que se desea en el análisis de la información y generalización de los resultados. Cuando la necesidad de tener estimaciones en determinadas subpoblaciones, que se denomina estimación en dominios, no se plantea desde el inicio, se produce un problema adicional ya que los tamaños muestrales obtenidos son pequeños y aleatorios. Las precisiones, que son función del tamaño de muestra, cambian lo que hace que no se pueda muchas veces dar resultados desagregados por dominio, por no haber sido contemplados en el diseño, ni en el cálculo del tamaño muestral.

Por lo tanto como resumen a esta nueva forma de enfocar los diseños muestrales, la teoría estadística en la que se basa permite adecuar el diseño de muestreo a la situación sabiendo entonces que dado un diseño efectivamente llevado a la práctica, los datos que se obtengan heredan características como los pesos muestrales para cada unidad de muestreo final; y la varianza que está implícita imprescindible para el cálculo de intervalos de confianza se debe calcular mediante aproximación a través de software adecuado.

El último aspecto clave del desarrollo teórico planteado, son algunos problemas que es probable se presenten en las encuestas por muestreo y que son otras fuentes de sesgo para los cuales el epidemiólogo desea tener una idea de su magnitud y como manejarla. Esos problemas a los que se hace referencia son la no respuesta y respuesta tardía. Las soluciones que se manejan están basadas en:

- el uso de la información auxiliar a través de métodos de Ccibrado. En este caso para calibrar se usa una función de distancia que permite crear nuevos pesos muestrales que puedan reproducir totales poblacionales de la información auxiliar, que se desea esté bien representada en la muestra obtenida; en las encuestas sanitarias en general tienen que ver con características demográficas, de manera de que si por ejemplo se

encuentra que una patología en estudio está asociada al género hay que tener certeza si esto es porque es así en la población y no porque la muestra está distorsionada. La información auxiliar disponible puede ser la suma de celdas conocidas, en donde se podrá usar posestratificación completa o la suma en la marginal de una tabla de frecuencias cruzando la información auxiliar poblacional, en donde lo que se tiene es posestratificación incompleta;

- el uso de mecanismos de imputación que forman parte de una forma de enfrentar la no-respuesta de ítems asignando valores de acuerdo a algún criterio o modelización a los valores faltantes. Dentro de estos mecanismos se pueden citar los métodos de imputación determinística, imputación mediante regresión, imputación por el valor medio, método de imputación aleatoria, imputación múltiple.

El manejo de estos 2 conjuntos de técnicas de tratamiento de la no respuesta no son excluyentes, y pueden ser complementarios.

Antes de pasar a los resultados para la aplicación realizada es importante para los salubristas o epidemiólogos, saber que las técnicas de muestreo no solo son imprescindible usarlas en los estudios que se desean sean representativos y con márgenes de error medibles, sino que se pueden usar para resolver otras situaciones también muy frecuentes en epidemiología poblacional como el muestreo por lotes, los métodos de captura y recaptura o el análisis secuencial en epidemiología clínica.

Bibliografía

- Abracinskas, L., López, A., Alvarez Vaz, R., Burstin, V., Falcón, I., and Trucillo, R. (2009). Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva en Uruguay. Reporte Técnico, MYSU.
- Achenbach, T. y Rescorla, L. (2001). Manual for the ASEBA school age forms and profiles. University of Vermont. Research Center for the Children, Youth and Family.
- Alvarez Loureiro, L., Fabruccini Fager, A., Alves, L., Alvarez Vaz, R., and Maltz, M. (2015). Erosive tooth wear among 12-year-old schoolchildren: A population-based cross-sectional study in montevideo, uruguay. *Caries Research*, 49:216–225.
- Alvarez Vaz, R., Riaño, M., Mesa, M., Buño, G., and Nalbarte, L. (2009). Maloclusión en niños en edad escolar: Análisis de los factores de riesgo. CSIC (En prensa).
- Alvarez Vaz, R., Varela, A., and Viola, L. (2008). Psicometría: Técnicas para la validación de cbcl. In *Jornadas Argentinas de Biometría*. Grupo Argentino de Biometría.
- Anderson, K. (2014). gsDesign: Group Sequential Design. R package version 2.9-3.
- Armitage, P. (1960). *Sequential Medical Trials*. Blackwell, Oxford.
- Baillargeon, S. and Rives, L.-P. (2007). Rcapture: Loglinear models for capture-recapture in r. *J of Statistical Software*, 19(5):1–31.
- Barclay, S., Todda, C., Finlay, L., Grand, G., and Wyatt, P. (2002). Not another questionnaire! Maximizing the response rate, predicting non-response and assessing non-response bias in postal questionnaire studies of GPs. *Family Practice*, 19(1):105–111.
- Bianchi, D. (1994). Encuesta Epidemiológica De Hipertensión En Montevideo. *Revista Médica de Uruguay*, 10:113–120.
- Bianco, E., Senra, H., Nieto, F., Sandoya, E., Schettini, C., and Bianchi, M. (2002). Estudio sobre tabaquismo en una población de Montevideo (Uruguay). *Revista de la Federación Argentina de Cardiología*, 31:335–339.
- Boutros-Toni, F. (1972). Le test séquentiel exhaustif et sa forme asymptotique. Application á la physiologie. Tesis doctoral, Université Bourdeaux II, Francia.
- Boutros-Toni, F. (1981). L’analyse séquentielle exhaustive, application en medecine. *Rev. Stat. Appl.*, XXIX(4):31–50.
- Boutros-Toni, F. (2003). Curso de estadística y epidemiología. parte iii. In *Echantillonnage par lots (L.q.a.s.)*.

- Breslow, N. and Beckwith, J. (1982 Mar). Epidemiological features of wilms' tumor: results of the national wilms' tumor study. *J Natl Cancer Inst.*, 68(3):429–36.
- Bröegger Jan, N. W. C. I. and Per, B. (2007). No increase in response rate by adding a web response option to a postal population survey: A randomized trial. *J of Medical Research Internet*, 9(5).
- Br'ogger, J. (2003). Contribution of follow-up of nonresponders to prevalence and risk estimates: a norwegian respiratory health survey. *Am. J Epidemiology*, 157:558–66.
- Cañizares Pérez, M., Barroso Utra, I., Alfonso León, A., García Roche, R., Alfonso Sagué, K., Chang de la Rosa, M., Bonet Gorbea, M., and León, E. (2004 Mar). Estimate methods used with complex sampling designs: their application in the cuban 2001 health survey. *Rev Panam Salud Publica*, 15(3):176–84.
- Casnati, B., Alvarez Vaz, R., Massa, F., Lorenzo, S., Angulo, M., and Carzoglio, J. (2013). Prevalencia y factores de riesgo de las lesiones de la mucosa oral en la población urbana del Uruguay. *Odontoestomatología*, 15:58–67.
- Cochran, W. (1977). *Sampling Techniques*. John Wiley & Sons, New York.
- Consellería de Sanidade Xunta de Galicia (2016). *Epidat: programa para análisis epidemiológico de datos*. versión 4.2. Reporte Técnico, Organización Panamericana de la salud (OPS-OMS).
- De Sousa, M. and Da Silva, N. (2000 Dec). Comparison of software programs for data analysis of complex surveys. *Rev Saude Publica.*, 34(6):646–53.
- Dean, A., Arner, T., Sunki, G., Friedman, R., Lantinga, M., Sangam, S., Zubieta, J., Sullivan, K., Brendel, K., Gao, Z., Fontaine, N., Shu, M. Fuller, G., Smith, D., Nitschke, D., and RF, F. (2011). *Epi info*, a database and statistics program for public health professionals.
- Díaz, M. (2002). Hypertension and obesity. *Journal of Human Hypertension*, 16:18–22.
- Domingo-Salvany, A., Hartnoll, R. L., Maguire, A., Brugal, M. T., Albertin, P. A., Cayla, J. A., Casabona, J., and Suelves, J. M. (1998). Analytical considerations in the use of capture-recapture to estimate prevalence: Case studies of the estimation of opiate use in the metropolitan area of barcelona, spain. *Am. J. Epidemiol.*, 148(8):8732–740.
- Farjas, P., Zubizarreta, R., Rego, E., Taboada, J., and Paz, J. (2002). Estrategias vacu- nales: Indicadores de resultados de los programas de vacunaciones. Reporte Técnico, Dirección General de Salud Pública. Consellería de Sanidade e Servicos Sociais. Xunta de Galicia. Santiago de Compostela.

- Fernandez-Fernandez, O., Perez-Orcuna, X., Grima, P., and Corbella, A. (2000). Aplicación de la técnica de planes de muestreo por lotes en la evaluación de indicadores de asma en pediatría. *Rev Calidad Asistencial*, 15:79–87.
- Fernandez García, R. and Mayor Gallego, A. (1995). *Muestreo en Poblaciones Finitas*. EUB.
- Fleiss, J. L. (1981). *Statistical methods for rates and proportions*. John Wiley & Sons.
- Fuller, W. A. y Braid, J. (1999). Estimation for supplemented pannels. *Sankya: The Indian J of Statistics*, 61(Serie b):58–70.
- Gallay, A., Vaillant, V., Bouvet, P., Grimont, P., and Desenclos, J.-C. (2000). How many foodborne outbreaks of salmonella infection occurred in france in 1995? : Application of the capture-recapture method to three surveillance systems. *Am. J Epidemiol.*, 152:171–177.
- Gelman, A. y Hill, J. (2011). Opening windows to the black box. *Journal of Statistical Software*, 40.
- Geneletti, S., Richardson, S., and Best, N. (2009). Adjusting for selection bias in retrospective, case-control studies. *Biostat*, 10:17–31.
- González, C. (1997). *Salud Pública*. Number 12. Mc Graw Hill-Interamericana.
- Guillén, M., Juncá, S., Rué, M., and Aragay, J. (2000 Sep-Oct). Effect of sample design in the analysis of complex surveys. application to the health survey of catalonia. *Gaceta Sanitaria*, 14(5):399–402.
- Gurgel, R., da Fonseca, J., Neyra-Castañeda, D., Gill, G., and Cueva, L. (2004). Capture-recapture to estimate the number of street children in a city in brazil. *Arch. Dis. Child*, 89:222–224.
- Hansen, M. H., Hurwitz, W. N., and Madow, W. G. (1953). *Sample Survey Methods and Theory*, Vol. I (Concepts and Discussion) and Vol. II. John Wiley & Sons, New York.
- Helasoja, V., Pratala, R., Dregval, L., Pudule, I., and Kasmel, A. (2002). Late response and item nonresponse in the finbalt health monitor survey. *European J of Public Health*, 12:117–123.
- Hikmet, N. y Chen, S. (2003). An investigation into low mail survey response rates of information technology users in health care organizations. *Int.J Med.Inform*, 72:29–34.
- Honaker, J., King, G., and Blackwell, M. (2011). *Amelia II: A program for missing data*. *Journal of Statistical Software*, 45(7):1–47.
- Hosmer, D. y Lemeshow, S. (1988). *Logistic Regression*. John Wiley & Sons, New York.

- Junta Nacional de Drogas (2006). Uruguay Global School-Based Student Health Survey (GSHS). Reporte Técnico, Junta Nacional de Drogas, Uruguay.
- Kiermeier, A. (2008). Visualizing and assessing acceptance sampling plans: The r package *acceptancesampling*. *J of Statistical Software*, 26(6):1–20.
- King, R., Bird, S. M., Brooks, S. P., Hutchinson, S. J., and Hay, G. (2005). Prior information in behavioral capture-recapture methods: Demographic influences on drug injectors' propensity to be listed in data sources and their drug-related mortality. *Am. J. Epidemiol.*, 1627:694–703.
- Kish, L. (1965). *Survey Sampling*. John Wiley & Sons, New York.
- Kreuter, F. V. R. (2007). A survey on survey statistics: What is done and can be done in stata. *Stata Journal*, 7(1):1–21.
- Labes, D. y Schuetz, H. (2015). *PowerTOST: Power and Sample Size Based on Two One-Sided t-Tests (TOST) for (Bio)Equivalence Studies*. R package version 1.2-08.
- Law, M. y Morris, J. (1998). How much does fruit and vegetable consumption reduce the risk of ischaemic heart disease? *European J of Clinical Nutrition.*, pages 549–556.
- Lessler, J. T. y Kalsbeek, W. D. (1992). *Nonsampling error in surveys*. John Wiley & Sons, New York.
- Lilienfeld, A. y Lilienfeld, D. (1980). *Foundations of Epidemiology*. Oxford University Press.
- Loosveldt, G., Pickery, J., and Billiet, J. (2002). Item nonresponse as a predictor of unit nonresponse in a panel survey. *Journal of Official Statistics*, 18(4):545–557.
- Lopez, A. D. y Murray, L. (1996). *Global Burden of Disease and Risk Factors*, volume Vol 1. Oxford University Press and The World Bank.
- López-Picazo Ferrer, J. (2001). Aceptación de muestras por lotes: aplicabilidad en la evaluación de cartera de servicios de atención primaria. *Atención Primaria*, 27(8).
- Lorenzo, S., Alvarez Vaz, R., Blanco, S., and Peres, M. (2013a). Primer Relevamiento Nacional de Salud Bucal en población joven y adulta uruguaya: Aspectos metodológicos. *Odontoestomatología*, 15:8–25.
- Lorenzo, S., Piccardo, V., Alvarez, F., Massa, F., and Alvarez Vaz, R. (2013b). Enfermedad periodontal en la población joven y adulta uruguaya del interior del país: Relevamiento Nacional 2010-2011. *Odontoestomatología*, 15:35–46.
- Lu, H. y Gelman, A. (2003). A method for estimating design-based sampling variances for surveys with weighting, poststratification, and raking. *J of Oficial Statistics*, 19(2):133–151.

- Lumley, T. (2004). Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software*, 9(8):1–19.
- Lumley, T. (2009). Survey: analysis of complex survey samples. R package version 3.16. R package version 3.16.
- Lundström, S. and Särndal, C.-E. (1999). Calibration as a standard method for treatment of nonresponse. *J of Official Statistics*, 15(2):305–327.
- Lwanga, S. y Lemeshow, S. (1991.). Determinación del tamaño de las muestras en los estudios sanitarios:, Manual Práctico. Ginebra edition.
- Martin, E., Laska, E., . Hopper, K., Meisner, M., and Wanderling, J. (1997). Issues in the use of a plant-capture method for estimating the size of the street dwelling population. *J of Official Statistics*, 13(1):59–73.
- Martínez, N. J., Antó, B. J., Castellanos, P., Gili, M. M., Marset, C. P., y Navarro, L. V., editors (1997). *Salud Pública*. Mc Graw Hill-Interamericana.
- McQueen, D. (1999). A world behaving badly: the global challenge for behavioral surveillance. *American Journal of Public Health*, pages 1312–1314.
- Michael. Elliott (2006). Multiple imputation in the presence of outliers. The University of Michigan Department of Biostatistics Working Paper Series 59, University of Michigan School of Public Health.
- Miettinen, O. (1974). Proportion of disease caused or prevented by a given exposure, trait or intervention. *Am. J Epidemiology*, 99:325–332.
- Ministerio de Salud Pública (1991-1993). *Enfermedades cardiovasculares. Reporte Técnico*, Ministerio de Salud Pública, Programa Prioritario de Enfermedades Cardiovasculares.
- Ministerio de Salud Pública, D. E., editor (2009). *Primera Encuesta Nacional de Factores de Riesgo de Enfermedades Crónicas No Transmisibles*. Ministerio de Salud Pública, División Epidemiología.
- Nieto-Garcia, J. (1997). *Salud Pública*. Number 13. Mc Graw Hill-Interamericana.
- Olmos, P., Piovesan, S., Musto, M., Lorenzo, S., Alvarez Vaz, R., y Massa, F. (2013). Caries dental. La enfermedad oral más prevalente: Primer Estudio poblacional en jóvenes y adultos uruguayos del interior del país. *Odontoestomatología*, 15:26–34.
- Oosterlee, A., Vink, R. M., y Smit, F. (2009). Prevalence of family violence in adults and children: estimates using the capture-recapture method. *Eur J Public Health*.

- Organization, W. H. (2000). Global strategy for the prevention and control of noncommunicable diseases. Reporte Técnico, World Health Organization.
- Oriol, R. J. (1997). Salud Pública. Number 8. McGraw Hill-Interamericana.
- Ourens, M., Celeste, R., Hilgert, J. B., Lorenzo, S., Hugo, F. N., Alvarez Vaz, R., y Abegg, C. (2013). Prevalencia de maloclusiones en adolescentes y adultos jóvenes del interior del Uruguay. Relevamiento nacional de salud bucal 2010-2011. *Odontoestomatología*, 15:47–57.
- Pisabarro, R., Irrazábal, E., y Recalde, A. (2002). Primera encuesta nacional de sobrepeso y obesidad (ENSO I). *Revista Médica de Uruguay*, 16.
- R Development Core Team (2009). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0.
- Raj, D. (1968). Sampling Theory. McGraw-Hill, Inc., New York.
- Rogers, A., Murtaugh, M. A., Edwards, S., y Slattery, M. L. (2003). Contacting controls: Are we working harder for similar response rates, and does it make a difference? *American Journal of Epidemiology*, 160(1):85–90.
- Rothman, K. J. y Greenland, S. (1998). Modern Epidemiology. Lippincott Williams & Wilkins, 2nd edition.
- Rotondi, M. A. (2015). CRTSize: Sample Size Estimation Functions for Cluster Randomized Trials. R package version 1.0.
- Rubin, D. (1987). Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys. J. Wiley & Sons, New York.
- Rueda, M. y Martinez, S. (2002). Estimadores de calibración: Una nueva metodología para el uso de la información auxiliar. *Metodología de Encuestas*, 4(2):161–173.
- Sanitaria, G., editor (2002). Evaluación de la cobertura vacunal frente a la fiebre amarilla mediante la técnica de calidad de lotes (Lot Quality Assurance Sampling), Abidjan, Costa De Marfil, 2002, volume 16(Supl 1):33-132 of O.3.3. Vacunas.
- Santiago Pérez, M. I., Hervada Vidal, X., Naveira Barbeito, G., Vázquez Fernández, E., y Silva, L. C. (2010). Muestreo. *Revista Panamericana De Salud Pública*, 27(1).
- Särndal, C.-E. (2007, December). The calibration approach in survey theory and practice. *Survey Methodology*, 33(2):99–119.
- Särndal, C.-E. y Lundström, S. (1999). Calibration as a standard method for treatment of nonresponse. *J of Official Statistics*, 15(2):305–327.

- Särndal, C.-E. y Lundström, S. (2000). Calibration as a method for deriving nonresponse adjusted weights.
- Särndal, C.-E. y Lundström, S. (2005). Estimation in Surveys with Nonresponse. John Wiley & Sons.
- Särndal, C.-E. y Lundström, S. (2007). Assessing auxiliary vectors for control of non-response bias in the calibration estimator research and development ? methodology reports. Reporte Técnico, Statistics Sweden.
- Särndal, C.-E., Swensson, B., and Wretman, J. (1992). Model Assisted Survey Sampling. Springer-Verlag.
- Saturno, P. (2000). La distribución binomial y el muestreo para la aceptación de lotes (lqas) como métodos de monitorización en servicios de salud. Rev Calidad Asistencial, 15:99–107.
- Schafer, J. L. (1999). Multiple imputation: a primer. Statistical Methods in Medical Research, 8(3):3–15.
- Silva, L. C. (1995). Excursión a la Regresión Logística en Ciencias de la Salud. Dias de Santos, Madrid.
- Silva, L. C. (2000). Diseño razonado de muestras y captación de datos para la investigación sanitaria. Díaz de Santos, Madrid.
- Simondon, F. y Khodja, H. (1999). Capture recapture method for estimating misclassification errors: application to the measurement of vaccine efficacy in randomized controlled trials. International J of Epidemiology, 28:113?116.
- Slattery ML (1995). Response rates among control subjects in case-control studies. Am Epidemiology, 5:245–9.
- Suárez-Varela, J. F., Rodríguez-Vázquez, S., y Cabrera-Escribano, C. (2007). Evaluación de la calidad de la atención al paciente hipertenso en el Centro de Salud de Torreblanca, empleando la técnica del muestreo aleatorio por lotes. Rev Calidad Asistencial, 22(1):28–35.
- Tawfik, Y., Hoque, S., y Siddiqi, M. (2001). Using lot quality assurance sampling to improve immunization coverage in bangladesh. Bulletin of the World Health Organization 79: 501-505, World Health Organization.
- Templ, M., Hron, K., y Filzmoser, P. (2011). robCompositions: an R-package for robust statistical analysis of compositional data. John Wiley and Sons.
- The Survey Statistician (1996). The Survey Statistician, 35:10–17.

- Thompson, S. K. (2002). *Sampling*. John Wiley & Sons, New York.
- Tillé, Y. y Matei, A. (2009). *sampling: Survey Sampling*. R package version 2.3.
- Valadez, J. J., Diprete Brown, T. L., Vargas Vargas, W., y Morley, D. (1996). Using lot quality assurance sampling to assess measurements for growth monitoring in a developing country's primary health care system. *International J of Epidemiology*, 25(2):381–387.
- van Buuren, S. y Groothuis-Oudshoorn, K. (2011). *mice: Multivariate Imputation by Chained Equations in R*. *Journal of Statistical Software*, 45(3):1–67.
- Van der Tweel, I. y Van Noordb, P. A. (2003). Early stopping in clinical trials and epidemiologic studies for futility: Conditional power versus sequential analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 56:610–617.
- Verstraeten, T., Baughman, A. L., Cadwell, B., Zanardi, L., Haber, P., Chen, R. T., and the Vaccine Adverse Event Reporting System Team (2001). Enhancing vaccine safety surveillance: A capture-recapture analysis of intussusception after rotavirus vaccination. *Am. J Epidemiol*, 15411:1006–1012.
- Voigt, L. F., Koepsell, T. D., y Daling, J. R. (2003). Characteristics of telephone survey respondents according to willingness to participate. *Am. J Epidemiol*, 157:66–73.
- Wald, A. (1945). Sequential test of statistical hypotheses. *The Annals of Mathematical Statistics*, 16:117–186.
- Wald, A. (1966). *Sequential Analysis*. John Wiley & Sons, New York.
- WHO (2003). Field trial of applicability of lot quality assurance sampling survey method for rapid assessment of prevalence of active trachoma. *Bulletin of the world health organization*, World Health Organization.
- World Health Organization (2003). *World health survey, Uruguay. Reporte Técnico*, World Health Organization.
- World Health Organization (2006). *Who STEPS Surveillance Manual*. World Health Organization.

Parte III

Apéndices

Apéndice metodológico

En este apéndice se presenta la metodología de búsqueda de la información en la elaboración del marco teórico, así como los algoritmos usados, con las herramientas de búsqueda. A su vez en la sección A.2 se presentan muy brevemente algunos aspectos de los métodos que se presentaron en el capítulo 2, ya que en eso se basan muchos de los resultados que ahí aparecen y se consideran relevantes para su posterior aplicación.

A.1. Estrategia de búsqueda bibliográfica

A.1.1. Descriptores Mesh usados con Pubmed

Los términos que se tomaron en cuenta en las búsquedas son

- Health Surveys (Encuestas de salud);
- Sampling (Muestreo);
- Non reponse (No Respuesta);
- Imputation (Imputación);
- Missing data (Datos Faltantes);
- Complex survey (Muestreo Complejo);
- Capture-recapture (Captura-recaptura);
- Sequential analysis (Muestreo secuencial);
- Lqas (Muestro de calidad por lotes).

La búsqueda para MESH se hace con términos en inglés, para los cuales aparecen, por ejemplo para Health Surveys la clave MESH (con los siguientes subencabezados: economics, epidemiology, history, manpower, methods, standards, trends) y las siguientes entradas: Health Survey, Survey, Health, Surveys, Health Abortion Surveys, Abortion Survey.

Tipo de Fuente	Nombre	Dirección electrónica
Electrónica	Pubmed	www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed
Electrónica	Scielo	www.scielo.org/
Electrónica	Lilacs	bases.bvsalud.org
Electrónica	Oxford Journals	www.oxfordjournals.org/
Electrónica	Ebsco	search.ebscohost.com/
Revistas especializadas en epidemiología o salud pública	American J. of Epidemiology	www.oxfordjournals.org
	International J. of Epidemiology	www.oxfordjournals.org
	Biostatistics	www.oxfordjournals.org
	Epireview	www.publish.csiro.au
Revistas especializadas de estadística	The Survey Statistician	http://isi.cbs.nl/iass
	Survey Methodology	http://www.statcan.gc.ca
	The European Survey	www.surveymethodology.eu/journal
	Research Association (ESRA)	

Tabla A.1: Tipo de fuente bibliográfica buscada

A.2. Tópicos especiales de muestreo

En esta sección se amplían algunos resultados de la teoría de muestreo que tiene que ver con la descomposición del error de estimación cuando existe no respuesta y cómo realizar el ajuste mediante poestratificación completa y no completa.

A.2.1. Descomposición del error de estimación

Sea \hat{t}_y el estimador de t_y y sea \hat{t}_{yNR} el estimador de t_y en presencia de no respuesta. El error de estimación de \hat{t}_{yNR} puede expresarse mediante un término que representa el error muestral y otro que representa el error por no respuesta.

$$Error = \hat{t}_{yNR} - t_y = (\hat{t}_y - t_y) + (\hat{t}_{yNR} - \hat{t}_y) \quad (A.1)$$

Siendo:

- $\hat{t}_y - t_y$ el error muestral, el error que surge por elegir y observar una muestra, en vez de observar toda la población;
- $\hat{t}_{yNR} - \hat{t}_y$ el error por no respuesta, error que surge por la no existencia de respuesta completa.

La tendencia central del estimador \hat{t}_{yNR} se puede determinar por su valor esperado y su precisión por su error cuadrático medio. Sean E_p la esperanza bajo el diseño $p(s)$, E_q la esperanza bajo $q(r/s)$, donde $q(r/s)$ es la distribución de todos los conjuntos de respondientes r posibles dada la muestra s y E_{pq} la esperanza considerando ambas fuentes de aleatoriedad conjuntamente.

El sesgo total de $\hat{t}_{y_{NR}}$ se obtiene calculando el valor esperado bajo los mecanismos de selección y de respuesta de los dos componentes de error previamente definidos:

$$B_{pq}(\hat{t}_{y_{NR}}) = B_{SAM} + B_{NR} = E(\hat{t}_{y_{NR}} - \hat{t}_y) + E(\hat{t}_y - t_y) \quad (A.2)$$

El sesgo muestral, o error muestral esperado es:

$$B_{SAM} = E_p(\hat{t}_y - t_y) = E_p(\hat{t}_y) - t_y \quad (A.3)$$

El sesgo de no respuesta de $\hat{t}_{y_{NR}}$:

$$B_{NR} = E_p(B_{NR/s}) \quad (A.4)$$

donde $B_{NR/s} = E_q(\hat{t}_{y_{NR}/s}) - \hat{t}_y$.

El término B_{SAM} , sesgo muestral: esperanza bajo p del error muestral es cero o irrelevante para la mayoría de los propósitos prácticos, por lo tanto el sesgo de $\hat{t}_{y_{NR}}$ se convierte casi enteramente en el sesgo por no respuesta desconocido.

En la práctica es virtualmente imposible obtener la magnitud de $B_{pq}(\hat{t}_{y_{NR}})$ porque la distribución de la no respuesta, $q(r/s)$, nunca se conoce de manera exacta. Sin embargo, frecuentemente no se realizan ajustes por no respuesta dado que se asume (mal o bien) que este sesgo es suficientemente chico. Muy a menudo este supuesto no tiene justificación y resulta en intervalos de confianza no válidos.

La varianza de $\hat{t}_{y_{NR}}$ también puede expresarse en términos del componente muestral y el componente de no respuesta:

$$V_{pq}(\hat{t}_{y_{NR}}) = V_{SAM} + V_{NR} \quad (A.5)$$

donde V_{SAM} es la varianza muestral, varianza de \hat{t}_y bajo todas las posibles muestras s que pueden ser extraídas bajo el diseño muestral; no depende de la distribución de respuesta y V_{NR} la varianza por no respuesta, involucra el promedio de la varianza del estimador bajo todas las muestras s y todos los conjuntos de respuesta r , más un componente de la variación del sesgo por no respuesta condicional a la muestra s .

Si $B_{NR/s} \doteq 0$ entonces:

$$V_{SAM} = V_p E_q(\hat{t}_{y_{NR}/s}) = V_p E_q(B_{NR/s} + \hat{t}_y) \doteq V_p(\hat{t}_y) \quad (A.6)$$

En estas condiciones V_{NR} viene dada por:

$$V_{NR} = E_p V_q(\hat{t}_{y_{NR}/s}) + V_q(B_{NR/s}) + 2Cov_p(\hat{t}_y, B_{NR/s}) \quad (A.7)$$

Si el sesgo por no respuesta condicional a la muestra s no puede despreciarse, en V_{NR} aparecen dos términos condicionales $V_q(B_{NR/s}) + 2Cov_p(\hat{t}_y, B_{NR/s})$ ya que $V_p E_q(\hat{t}_{y_{NR}/s}) = V_p E_q(B_{NR/s} + \hat{t}_y) = V_p(B_{NR/s} + \hat{t}_y)$.

La ecuación A.5 afirma que aun frente a la circunstancia ideal de que la no respuesta no produzca sesgo ella tendrá un efecto de incrementar la varianza en comparación al caso de respuesta completa, donde la $V_{pq}(\hat{t}_{y_{NR}}) = V_{SAM} = V_p(\hat{t}_y)$.

A.2.2. Calibración mediante posestratificación

La calibración con la ayuda de una función de distancia puede ser usada en particular cuando la información disponible consiste en la suma de celdas conocidas o la suma en la marginal de una tabla de frecuencias en cualquier número de dimensiones.

A.2.3. Posestratificación completa: calibración sobre totales de celdas conocidos

Sean r las filas y c las columnas, con lo que el total de celdas es de $r * c$. La población en la celda ij contiene N_{ij} elementos, $i = 1, \dots, r, j = 1, \dots, c \Rightarrow \sum_i \sum_j N_{ij}$. Por posestratificación completa queremos decir que los N_{ij} son todos conocidos y usados para la calibración. En este caso el vector x_k está compuesto por $rc - 1$ ceros y un uno indicando la celda a la cual pertenece $k \Rightarrow t_x = \sum_U x_k = (N_{11}, \dots, N_{ij}, \dots, N_{rc})$ es el vector compuesto por las rc celdas de la población que contienen N_{ij} elementos. Para todo k perteneciente a la celda (ij) , $x_k \lambda$ es constante e igual a $\lambda_{ij} \Rightarrow F(x'_k \lambda) = F(\lambda_{ij}) = \frac{N_{ij}}{\hat{N}_{ij}}$ con $\hat{N}_{ij} = \sum_{s_{ij}} d_k$ y $s_{ij} = U_{ij} \cap s \Rightarrow w_k = d_k \frac{N_{ij}}{\hat{N}_{ij}} \rightarrow$ son los pesos calibrados $\forall k \in ij$

$$\Rightarrow \hat{t}_{y_{cal}} = \sum_s w_k y_k = \sum_s d_k \frac{N_{ij}}{\hat{N}_{ij}} y_k = \sum_i \sum_j N_{ij} \tilde{y}_{s_{ij}} = \hat{t}_{y_{pos}} \quad (A.8)$$

donde $\tilde{y}_{s_{ij}} = \left(\sum_{s_{ij}} \frac{y_k}{\pi_k} \right) / \hat{N}_{ij}$ es la media π -ponderada en la celda ij . El estimador de calibración en este caso se denomina estimador posestratificado. Hay que tomar en cuenta que los nuevos pesos w_k dependen de las estimaciones de los totales poblacionales de las celdas basadas en los d_k : cuando se subestiman los totales el cociente $\frac{N_{ij}}{\hat{N}_{ij}}$ es mayor que uno, por lo cual los w_k son mayores que los d_k . En el caso que se sobre - estimen los totales el ajuste se da a la inversa.

A.2.4. Postestratificación incompleta: calibración sobre las marginales conocidas

Suponiendo que se conozcan los totales de todas las celdas cuando se cruzan dos variables A y B , igual puede suceder que existan celdas con pocas observaciones, entonces se derivan nuevas clasificaciones A' de A y B' de B , uniendo categorías tal que las celdas de $A' * B'$ no sean tan pequeñas. Entonces se puede calibrar sobre dos conjuntos: la marginal de A , la de B y la de $A' * B'$. Estos ejemplos dan buenas razones para estudiar la calibración con información menos detallada que cuando tengo una posestratificación completa. Se considera primero una tabla a dos vías con calibración sobre las marginales. Entonces, x_k debe ser definido tal que $\sum_U x_k$ resume la información usada para calibrar

(en este caso el vector de marginales).

$$\begin{aligned}
 x_k &= (\delta_{t.k}, \dots, \delta_{c.k}) \\
 \delta_{i.k} &\begin{cases} 1 & \text{si } k \in \text{a la fila } i \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \\
 \delta_{.jk} &\begin{cases} 1 & \text{si } k \in \text{a la columna } j \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \\
 \Rightarrow \sum_U x_k &= (N_{1+}, \dots, N_{r+}, N_{+1}, \dots, N_{+c})' \\
 N_{i+} &= \sum_{j=1}^c N_{ij} \\
 N_{+j} &= \sum_{i=1}^r N_{ij}
 \end{aligned}$$

Tomando $\lambda = (u_1, \dots, u_r, v_1, \dots, v_c)'$ se obtiene que $x'_k \lambda = u_i + v_j$ si k pertenece a la celda (ij) . Sea $F(\cdot)$ la función F correspondiente a la función G de distancia utilizada. Entonces, $F(x'_k \lambda) = F(u_i + v_j)$. O sea que $F(x'_k \lambda)$ depende solo de la celda en que se encuentre, pero es constante dentro de la misma. Con $\hat{N}_{ij} = \sum_{s_{ij}} d_k$, las ecuaciones de calibración son las siguientes:

$$\sum_{j=1}^c \hat{N}_{ij} F(u_i + v_j) = N_{i+} \quad \text{para } i = 1, \dots, r \quad (\text{A.9})$$

$$\sum_{i=1}^r \hat{N}_{ij} F(u_i + v_j) = N_{+j} \quad \text{para } j = 1, \dots, c \quad (\text{A.10})$$

Habiendo determinado u_i y v_j , se obtiene la estimación calibrada de las celdas:

$$\hat{N}_{ij}^w = \hat{N}_{ij} F(u_i + v_j)$$

y los pesos calibrados:

$$w_k = d_k \hat{N}_{ij}^w / \hat{N}_{ij}$$

Finalmente se obtiene el estimador de calibración:

$$\hat{t}_{ycal} = \sum_s w_k y_k = \sum \sum_{ij} N_{ij}^w \tilde{y}_{s_{ij}} = \hat{t}_{marg} \quad (\text{A.11})$$

Es muy similar al estimador \hat{t}_{ypos} visto en la ecuación A.8, la diferencia está en que en el primer estimador N_{ij} es conocido y es estimado en el segundo. Si la variable y se encuentra bien explicada por los dos factores, entonces N_{ij}^w estará más cerca del verdadero N_{ij} que el estimador \hat{N}_{ij} .

La solución a las ecuaciones A.9 y A.10 se encuentran mediante el algoritmo de *raking ratio* o también denominado algoritmo de ajuste iterativo proporcional.

Apéndice B

Cuestionarios y hojas de datos

Se presentan parte de los cuestionarios usados, que contienen las preguntas del bloque sociodemográfico, las preguntas del paso 2 y del paso 3.

Step 1 Información demográfica

Para más información sobre cómo rellenar la información demográfica, ver Parte 3, Sección 3, Páginas 2-3-1.

SECCIÓN PRINCIPAL: Información demográfica			
Pregunta	Respuesta		Código
14 Sexo (Indique hombre o mujer según observe) <i>Marque hombre o mujer según observe</i>	Hombre 1 Mujer 2		C1
15 ¿Cuál es su fecha de nacimiento? <i>Apunte la fecha de nacimiento del participante</i> <i>No Sabe 77 777 7777</i>	<input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Dia Mes Año Si lo sabe, saltar a C4		C2
16 ¿Qué edad tiene usted? <i>Ayude al participante a calcular su edad haciéndolo</i> <i>preguntas sobre el recuerdo que tiene de eventos</i> <i>importantes muy conocidos</i>	Años <input type="text"/> <input type="text"/>		C3
17 En total, ¿durante cuántos años fue a la escuela o estuvo estudiando a tiempo completo (sin tener en cuenta la etapa preescolar)? <i>Apunte el número total de años durante los cuales el participante fue a la escuela (descontando la educación preescolar y el jardín de infancia)</i>	Años <input type="text"/> <input type="text"/>		C4

AMPLIADA: Información demográfica		Respuesta	Código
18 ¿A qué medio sociocultural pertenece usted [insertar según proceda grupo étnico / grupo racial / subgrupo cultural / otros]? <i>Marque el grupo étnico/cultural al que pertenece el participante</i>	[Definidos según las necesidades demográficas locales] 1 2 3 Rehúsa 8		C5
19 ¿Cuál es el nivel de educación más alto que ha alcanzado? <i>Si una persona fue durante unos meses a clase de primero de la escuela secundaria pero no terminó el año, marque "Escuela primaria completa". Si una persona sólo fue a clase durante unos años de escuela primaria, marque "Escuela primaria incompleta".</i> <i>Marque la respuesta adecuada.</i> [INSERTAR LAS CATEGORÍAS ESPECÍFICAS DE CADA PAÍS] (UTILIZAR LAS CARTILLAS DE IMÁGENES)	Sin escolaridad formal 1 Escuela primaria incompleta 2 Escuela primaria completa 3 Escuela secundaria completa 4 Estudios preuniversitarios completos 5 Estudios universitarios completos 6 Estudios de posgrado 7 Rehúsa 8		C6
20 ¿Cuál de las siguientes opciones describe mejor su actividad laboral principal en los últimos 12 meses? <i>El objetivo de esta pregunta es saber si el estado de salud tiene consecuencias o no sobre el desempleo o si las personas con ocupaciones diferentes pueden estar expuestas a factores de riesgo diferentes.</i> <i>Marque la respuesta adecuada.</i> [INSERTAR LAS CATEGORÍAS ESPECÍFICAS DE CADA PAÍS] (UTILIZAR LAS CARTILLAS DE IMÁGENES)	Empleado(a) del gobierno 1 Empleado(a) en el sector privado 2 Trabajador(a) independiente 3 No remunerado(a) 4 Estudiante 5 Amo(a) de casa 6 Jubilado(a) 7 Desempleado (a) (puede trabajar) 8 Desempleado(a) (no puede trabajar) 9 Rehúsa 88		C7
21 ¿Cuántas personas mayores de 18 años, incluyéndolo a usted, viven en su casa? <i>Apunte el número total de personas mayores de 18 años que viven en su casa.</i>	Número de personas <input type="text"/> <input type="text"/>		C8

Figura B.1: Módulo de preguntas demográficas del cuestionario STEPS paso 1 (fuente: Who STEPS Surveillance Manual)

Número de identificación del entrevistado

22	<p>Tomando como referencia el año pasado ¿cuáles fueron los ingresos medios del hogar? (MARCAR SOLAMENTE UNO, NO LOS TRES)</p> <p><i>Escriba primero en un borrador los ingresos totales de todos los miembros del hogar (en moneda local), luego luego la media y apúntela en el instrumento. Si el participante no quiere contestar, salte a C10</i></p>	<p>Por semana <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Ir a T1</p> <p>O por mes <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Ir a T1</p> <p>O por año <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Ir a T1</p> <p>Rechusa 8</p>	<p>C9a</p> <p>C9b</p> <p>C9c</p> <p>C9d</p>
23	<p>Si ignora la cantidad, ¿puede darnos una estimación de los ingresos anuales del hogar si le leo algunas opciones?</p> <p>[INSERTAR LOS QUINTILES]</p> <p>[LEER LAS OPCIONES]</p> <p><i>Marque el quintil que se aproxima más a los ingresos anuales del hogar.</i></p>	<p>≤ Quintil (Q) 1 1</p> <p>Más de Q 1, ≤ Q 2 2</p> <p>Más de Q 2, ≤ Q 3 3</p> <p>Más de Q 3, ≤ Q 4 4</p> <p>Más de Q 4 5</p> <p>No Sabe 7</p> <p>Rechusa 8</p>	<p>C10</p>

Figura B.2: Módulo de preguntas demográficas del cuestionario STEPS paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Step 1 Mediciones del comportamiento

Para más información sobre cómo rellenar las mediciones del comportamiento, ver Parte 3, Sección 3, Página 3-3-3.

SECCIÓN PRINCIPAL: Consumo de tabaco

Ahora le haré preguntas sobre algunos comportamientos relacionados con la salud, como fumar, beber alcohol, comer frutas y verduras así como practicar actividades físicas. Empecemos por el tabaco.

Pregunta	Respuesta	Código
24 ¿Fuma usted actualmente algún producto de tabaco, como cigarrillos, puros o pipas? <i>Piense en todos los productos de tabaco que el participante consume en la actualidad.</i>	Si 1 No 2 Si No, saltar a T6	T1
25 Si la respuesta es Sí, ¿Fuma usted a diario? <i>Únicamente para las personas que fuman/consumen productos de tabaco en la actualidad.</i>	Si 1 No 2 Si No, saltar a T6	T2
26 ¿A qué edad comenzó usted a fumar a diario? <i>Únicamente para las personas que fuman/consumen productos de tabaco a diario. Piense en la época en que el participante empezó a fumar cualquier producto de tabaco a diario.</i>	Edad (años) <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Si lo sabe, saltar a T5a No recuerda 777	T3
27 ¿Recuerda cuanto tiempo hace que fuma a diario? <i>Únicamente para las personas que fuman/consumen productos de tabaco a diario. Si el participante no se acuerda de su edad, ayude el tiempo que lleva fumando en semanas, meses o años como proceda. (MARCAR SOLAMENTE 1, NO LOS 3)</i>	En Años <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Si lo sabe, saltar a T5a	T4a
	O en Meses <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Si lo sabe, saltar a T5a	T4b
	O en Semanas <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	T4c
	No recuerda 777	
28 En promedio, ¿cuántos de los siguientes productos fuma al día? <i>No deje casillas blancas, apunte cero si no fue consumido ningún producto de alguna de las categorías.</i> (RELLENAR PARA CADA TIPO) No recuerda 777	Cigarrillos <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	T5a
	Tabaco de enrollar <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	T5b
	Pipas <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	T5c
	Puros, puritos <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	T5d
	Otro <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Si otro, saltar a T5 other	T5e
	Otro (especificar): <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	T5other

Figura B.3: Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (fuente: Who STEPS Surveillance Manual)

AMPLIADA: Consumo de tabaco			
Pregunta	Respuesta		Código
29 En el pasado, ¿fumó usted a diario? <i>Piense en alguna época en la que el participante pueda haber fumado productos de tabaco a diario.</i>	Si 1		T6
	No 2	Si No, saltar a T9	
30 Si la respuesta es Si, ¿Qué edad tenía cuando dejó de fumar a diario? <i>Piense en la época en la que el participante dejó de fumar cualquier producto de tabaco a diario.</i>	Edad (años) <input type="text"/>	Si lo sabe, saltar a T9	T7
	No recuerda 777		
31 ¿Cuánto tiempo hace que dejó de fumar a diario? <i>Si el participante no se acuerda de la edad que tenía cuando dejó de fumar, apunte la duración en semanas, meses o años como proceda.</i>	Años atrás <input type="text"/>	Si lo sabe, saltar a T9	T8a
	O Meses atrás <input type="text"/>	Si lo sabe, saltar a T9	T8b
	O Semanas atrás <input type="text"/>		T8c
32 ¿Consumo actualmente algún tipo de tabaco sin humo [rapé, tabaco de mascar, betel]?	Si 1		T9
<i>Piense en cualquier producto de tabaco sin humo que el participante está consumiendo actualmente.</i>	No 2	Si No, saltar a T12	
33 Si la respuesta es Si, ¿Lo/s consume cada día?	Si 1		T10
<i>Únicamente para los participantes que consumen productos de tabaco sin humo a diario.</i>	No 2	Si No, saltar a T12	
34 En promedio, ¿cuántas veces al día consume...?	Rapé, vía oral <input type="text"/>		T11a
<i>Rellenar para cada tipo de producto de tabaco sin humo.</i>	Rapé, vía nasal <input type="text"/>		T11b
(RELLENAR PARA CADA TIPO)	Tabaco de mascar <input type="text"/>		T11c
No Sabe 777	Betel, bolo <input type="text"/>		T11d
	Otro <input type="text"/>	Si Otro, saltar a T11 other	T11e
	Otro (especificar) <input type="text"/>		T11other
35 En el pasado, ¿ha consumido alguna vez tabaco sin humo [rapé, tabaco de mascar, betel] a diario?	Si 1		T12
<i>Piense en alguna época en la que el participante pueda haber consumido productos de tabaco sin humo a diario.</i>	No 2		

Figura B.4: Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

SECCIÓN PRINCIPAL: Consumo de alcohol			
Las siguientes preguntas se centran en el consumo de alcohol.			
Pregunta	Respuesta	Código	
36	¿Ha consumido alguna bebida que contenga alcohol, como cerveza, vino, aguardiente, sidra o [añadir ejemplos locales] en los últimos 12 meses? <i>Piense en cualquier bebida que contenga alcohol. (UTILIZAR LAS CARTILLAS DE IMÁGENES O MOSTRAR EJEMPLOS)</i>	Sí 1 No 2 Si No, saltar a D1	A1
37	Durante los últimos 12 meses, ¿con qué frecuencia ha tomado al menos una bebida alcohólica? (LEER LAS RESPUESTAS) (UTILIZAR LAS CARTILLAS DE IMÁGENES) <i>Piense únicamente en los últimos 12 meses</i>	A diario 1 5-6 días a la semana 2 1-4 días a la semana 3 1-3 días al mes 4 Menos de una vez al mes 5	A2
38	Cuando bebe alcohol, ¿cuántos vasos suele tomar, en promedio, al día? <i>Ayude al participante a hacer una media del número total de vasos al día</i>	Número <input type="text"/> No Sabe 77	A3
39	¿Ha consumido alguna bebida que contenga alcohol, como cerveza, vino, aguardiente, sidra o [añadir ejemplos locales] en los últimos 30 días? <i>Concéntrese únicamente en los últimos 30 días. (UTILIZAR LAS CARTILLAS DE IMÁGENES O MOSTRAR EJEMPLOS)</i>	Sí 1 No 2 Si No, saltar a A6	A4
40	Durante los últimos 7 días, ¿cuántos vasos estándar (de cualquier bebida alcohólica) se ha tomado cada día? <i>Concéntrese únicamente en los últimos 7 días. Un "vaso estándar" se refiere a la cantidad de etanol que contienen vasos estándar de cerveza, vino o licor. En función de los países, esas cantidades pueden variar entre 8 y 13 gramos de etanol. Rellene para cada día el número de vasos estándar. Si el participante no ha bebido nada, apunte 0.0. RELLENAR PARA CADA DÍA (UTILIZAR LAS CARTILLAS DE IMÁGENES) No Sabe 77</i>	Lunes <input type="text"/> Martes <input type="text"/> Miércoles <input type="text"/> Jueves <input type="text"/> Viernes <input type="text"/> Sábado <input type="text"/> Domingo <input type="text"/>	A5a A5b A5c A5d A5e A5f A5g
AMPLIADA: Consumo de alcohol			
Pregunta	Respuesta	Código	
41	En los últimos 12 meses, ¿cuál ha sido la mayor cantidad de vasos que se ha tomado (en una misma ocasión teniendo en cuenta diferentes tipos de bebidas alcohólicas)? <i>Concéntrese únicamente en los 12 últimos meses.</i>	Número más alto <input type="text"/>	A6
42	<u>Sólo para hombres</u> En los últimos 30 días, ¿cuántos días se ha tomado cinco o más vasos? <i>Esta pregunta es sólo para hombres. Concéntrese únicamente en los últimos 30 días.</i>	Número de días <input type="text"/>	A7
43	<u>Sólo para mujeres</u> En los últimos 30 días, ¿cuántos días se ha tomado cuatro o más vasos? <i>Esta pregunta es sólo para mujeres. Concéntrese únicamente en los últimos 30 días.</i>	Número de días <input type="text"/>	A8

Figura B.5: Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

SECCIÓN PRINCIPAL: Dieta			
<p>Ahora le haré unas preguntas sobre las frutas y las verduras y hortalizas que suele consumir. Tengo una cartilla nutricional que muestra ejemplos de frutas, verduras y hortalizas locales. Cada imagen representa el tamaño de una porción. Por favor cuando conteste a estas preguntas trate de recordar lo que consumió en una semana típica del año pasado.</p>			
Pregunta	Respuesta	Código	
<p>44 En una semana típica, ¿cuántos días come usted frutas? (UTILIZAR LA CARTILLA DE IMÁGENES)</p> <p><i>Piense en cualquier fruta que se encuentra en la cartilla de imágenes. Una "semana típica" no es la media de varias semanas a lo largo de un periodo determinado sino que significa una semana normal en la que una persona come frutas.</i></p>	<p>Número de días <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Si ningún día, saltar a D3</p> <p>No Sabe 77</p>	D1	
<p>45 ¿Cuántas porciones de frutas come en uno de esos días? (UTILIZAR LA CARTILLA DE IMÁGENES)</p> <p><i>Piense en un día del que el participante pueda acordarse fácilmente.</i></p>	<p>Número de porciones <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/></p> <p>No Sabe 77</p>	D2	
<p>46 En una semana típica, ¿Cuántos días come usted verduras y hortalizas? (UTILIZAR LA CARTILLA DE IMÁGENES)</p> <p><i>Piense en cualquier verdura u hortaliza que se encuentra en la cartilla de imágenes. Una "semana típica" no es la media de varias semanas a lo largo de un periodo determinado sino que significa una semana normal en la que una persona come verduras y hortalizas.</i></p>	<p>Número de días <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> Si ningún día, saltar a D5</p> <p>No Sabe 77</p>	D3	
<p>47 ¿Cuántas porciones de verduras y hortalizas come en uno de esos días? (UTILIZAR LA CARTILLA DE IMÁGENES)</p> <p><i>Piense en un día del que el participante pueda acordarse fácilmente.</i></p>	<p>Número de porciones <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/></p> <p>No Sabe 77</p>	D4	
AMPLIADA: Dieta			
<p>48 ¿Qué tipo de aceite o grasa se utiliza generalmente en su casa para preparar la comida? <i>Marque la respuesta correcta</i> (UTILIZAR LA CARTILLA DE IMÁGENES) (ESCOJA SOLAMENTE UN TIPO)</p>	<p> Aceite vegetal 1 Manteca de animal 2 Mantequilla 3 Margarina 4 Otro 5 Si Otro, saltar a D5 other Ninguno en particular 6 No uso ninguno 7 No sabe 77 </p>	D5	
	<p>Otro <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/></p>	D5other	

Figura B.6: Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

SECCIÓN PRINCIPAL: Actividad física			
<p>A continuación voy a preguntarle por el tiempo que pasa realizando diferentes tipos de actividad física. Le ruego que intente contestar a las preguntas aunque no se considere una persona activa.</p> <p>Piense primero en el tiempo que pasa en el trabajo, que se trate de un empleo remunerado o no, de estudiar, de mantener su casa, de cosechar, de pescar, de cazar o de buscar trabajo [inserte otros ejemplos si es necesario]. En estas preguntas, las "actividades físicas intensas" se refieren a aquellas que implican un esfuerzo físico importante y que causan una gran aceleración de la respiración o del ritmo cardíaco. Por otra parte, las "actividades físicas de intensidad moderada" son aquellas que implican un esfuerzo físico moderado y causan una ligera aceleración de la respiración o del ritmo cardíaco.</p> <p><i>Esta introducción no se debería omitir.</i></p>			
Pregunta	Respuesta	Código	
En el trabajo			
49 ¿Exige su trabajo una actividad física intensa que implica una aceleración importante de la respiración o del ritmo cardíaco, como [levantar pesos, cavar o trabajos de construcción] durante al menos 10 minutos consecutivos? <i>Son consideradas actividades físicas intensas aquellas que implican una aceleración importante de la respiración o del ritmo cardíaco.</i> (INSERTAR EJEMPLOS Y UTILIZAR LAS CARTILLAS DE IMÁGENES)	SI 1 No 2 Si No, saltar a P 4	P1	
50 En una semana típica, ¿cuántos días realiza usted actividades físicas intensas en su trabajo? <i>Una "semana típica" no se refiere a la media de varias semanas a lo largo de un período sino que hace referencia a una semana normal en la que una persona practica actividades intensas.</i> <i>Las respuestas válidas están comprendidas entre 1 y 7.</i>	Número de días <input type="text"/>	P2	
51 En uno de esos días en los que realiza actividades físicas intensas, ¿cuánto tiempo suele dedicar a esas actividades? <i>Piense en un día del que puede acordarse fácilmente. Tenga en cuenta únicamente las actividades realizadas durante por lo menos 10 minutos consecutivos. Verifique las respuestas muy altas (más de 4 horas) para obtener confirmación.</i>	Horas : minutos <input type="text"/> : <input type="text"/> hrs mins	P3 (a-b)	
52 ¿Exige su trabajo una actividad de intensidad moderada que implica una ligera aceleración de la respiración o del ritmo cardíaco, como caminar deprisa [o transportar pesos ligeros] durante al menos 10 minutos consecutivos? <i>Son consideradas actividades de intensidad moderada aquellas que implican una ligera aceleración de la respiración o del ritmo cardíaco.</i> (INSERTAR EJEMPLOS Y UTILIZAR LAS CARTILLAS DE IMÁGENES)	SI 1 No 2 Si No, saltar a P7	P4	
53 En una semana típica, ¿cuántos días realiza usted actividades de intensidad moderada en su trabajo? <i>Las respuestas válidas están comprendidas entre 1 y 7.</i>	Número de días <input type="text"/>	P5	
54 En uno de esos días en los que realiza actividades físicas de intensidad moderada, ¿cuánto tiempo suele dedicar a esas actividades? <i>Piense en un día del que puede acordarse fácilmente. Tenga en cuenta únicamente las actividades realizadas durante por lo menos 10 minutos consecutivos. Verifique las respuestas muy altas (más de 4 horas) para obtener confirmación.</i>	Horas : minutos <input type="text"/> : <input type="text"/> hrs mins	P6 (a-b)	

Figura B.7: Módulo de mediciones del comportamiento paso 1 (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Número de identificación del entrevistado

Step 2 Mediciones Físicas

Para más información sobre cómo rellenar las mediciones físicas, ver Parte 3, Sección 4, Páginas 3-1-7

SECCIÓN PRINCIPAL: Estatura y Peso		Respuesta	Código
75	Código de identificación del entrevistador <i>Apunte el número de identificación del entrevistador (usar la medición de la estatura, el peso y el perímetro de cintura).</i>	<input type="text"/>	M1
76	Código de identificación del aparato para medir la estatura y el peso <i>Apunte los códigos de identificación de los aparatos.</i>	Estatura <input type="text"/> Peso <input type="text"/>	M2a M2b
77	Estatura <i>Ajunte la estatura del participante en centímetros.</i>	en Centímetros (cm) <input type="text"/>	M3
78	Peso <i>Ajunte el peso del participante en kilogramos. Si pesa demasiado para la báscula, usar código 666.6</i>	en Kilogramos (kg) <input type="text"/>	M4
79	(Sólo mujeres) ¿Está usted embarazada? <i>Si, señalar a M8</i>	Sí 1 Si, señalar a M8 No 2	M5
SECCIÓN PRINCIPAL: Perímetro de Cintura			
80	Código de identificación del aparato para medir el perímetro de cintura <i>Apunte el código de identificación del aparato.</i>	<input type="text"/>	M6
81	Perímetro de cintura <i>Ajunte el perímetro de cintura del participante en centímetros.</i>	en Centímetros (cm) <input type="text"/>	M7
CORE: Blood Pressure			
82	Código de identificación del entrevistador <i>Ajunte el número de identificación del entrevistador (en la mayoría de los casos, el técnico será el mismo que para la estatura, el peso y el perímetro de cintura).</i>	<input type="text"/>	M8
83	Código de identificación del aparato para medir la tensión arterial <i>Ajunte el código de identificación del aparato.</i>	<input type="text"/>	M9
84	Tamaño del brazalete utilizado <i>Marque el tamaño utilizado.</i>	Pequeño 1 Mediano 2 Grande 3	M10
85	Lectura 1 <i>Haga la primera medición cuando el participante haya descansado durante 15 minutos. Espere 3 minutos para hacer la segunda medición.</i>	Sistólica (mmHg) <input type="text"/> Diastólica (mmHg) <input type="text"/>	M11a M11b
86	Lectura 2 <i>Haga la segunda medición. Fíjese el participante que descansa otros 3 minutos antes de hacer la tercera medición.</i>	Sistólica (mmHg) <input type="text"/> Diastólica (mmHg) <input type="text"/>	M12a M12b
87	Lectura 3 <i>Haga la tercera medición.</i>	Sistólica (mmHg) <input type="text"/> Diastólica (mmHg) <input type="text"/>	M13a M13b
88	Durante las dos últimas semanas, ¿ha tomado medicamentos recetados por un médico u otro profesional de la salud por tener la tensión elevada? <i>Marque la respuesta adecuada.</i>	Sí 1 No 2	M14

Figura B.8: Mediciones físicas (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Número de identificación del entrevistado

AMPLIADA: Perímetro de Caderas y ritmo cardíaco				
89	Perímetro de caderas <i>Apunte el perímetro de caderas del participante en centímetros</i>	en Centímetros (cm)	<input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	M15
90	Ritmo cardíaco (Indique si se utiliza un aparato automático para medir la tensión arterial)			
	Lectura 1 <i>Apunte la primera medición</i>	Latidos por minuto	<input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	M16a
	Lectura 2 <i>Apunte la segunda medición</i>	Latidos por minuto	<input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	M16b
	Lectura 3 <i>Apunte la tercera medición</i>	Latidos por minuto	<input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	M16c

Figura B.9: Mediciones físicas (Cont.)(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Step 3 Mediciones bioquímicas

Para más información sobre cómo realizar las mediciones bioquímicas, ver Parte 3, Sección 5, Páginas 3-5.

SECCIÓN PRINCIPAL: Glucemia		Respuesta	Código
91	Durante las últimas 12 horas, ¿ha ingerido algún alimento o líquido (que no sea agua)? <i>Es fundamental que el participante esté en ayunas</i>	SI 1 No 2	B1
92	Código de identificación del técnico	<input type="text"/>	B2
93	Código de identificación del aparato	<input type="text"/>	B3
94	Hora del día en que se tomó la muestra (24 horas)	Horas : minutos <input type="text"/> : <input type="text"/> hrs mins	B4
95	Glucemia en ayunas	mmol/l <input type="text"/> , <input type="text"/>	B5

SECCIÓN PRINCIPAL: Lípidos en la sangre			
96	Código de identificación del aparato	<input type="text"/>	B6
97	Colesterol total	mmol/l <input type="text"/> , <input type="text"/>	B7

AMPLIADA: Triglicéridos y Colesterol HDL			
98	Triglicéridos	mmol/l <input type="text"/> , <input type="text"/>	B8
99	Colesterol HDL	mmol/l <input type="text"/> , <input type="text"/>	B9



Figura B.10: Mediciones bioquímicas(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)



<Sitio/país> Encuesta STEPS <año>

Hoja de datos

La encuesta STEPS sobre factores de riesgo de las enfermedades crónicas en [nombre del país/del sitio] se llevó a cabo de [inserte el mes y el año] a [inserte el mes y el año]. [nombre del país/del sitio] llevó a cabo Step 1, Step 2 [y Step 3 si llega el caso]. Las informaciones sociodemográficas y de comportamiento se recogieron en Step 1. Las mediciones físicas como la estatura, el peso y la tensión arterial se recogieron en Step 2. [Si llega el caso, las mediciones bioquímicas se recogieron en Step 3 para evaluar los niveles de glicemia y de colesterol.]

La encuesta STEPS en [inserte país, sitio] es una encuesta sobre la población general, centrada en los adultos de 25 a 64 años de edad [ajuste si es necesario]. Se utilizó una muestra [añadir el tipo de muestra elegido] para producir datos representativos para ese grupo de edad en [inserte el nombre del país/del sitio]. Un total de 2000 [ajuste si llega el caso] adultos participaron en la encuesta STEPS de [nombre del país/del sitio]. La tasa total de respuesta ha sido de [x%]. Está previsto repetir la encuesta en [inserte el año] si los fondos lo permiten.

Resultados para los adultos de 25 a 64 años (incluyendo un intervalo de confianza de 95%) (ajuste si llega el caso)	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
Step 1 Consumo de tabaco			
Porcentaje de adultos que fuman a diario	77.1% (66.2 – 88.1)	77.2% (66.2 – 88.1)	77.4% (66.2 – 88.1)
<i>Para los que fuman a diario</i>			
Edad media a la que empezaron a fumar (en años)			
Media de años que llevan fumando			
Porcentaje que fuma cigarrillos manufacturados			
<i>Para los que fuman cigarrillos manufacturados</i>			
Promedio de cigarrillos manufacturados fumados al día			
Step 1 Consumo de alcohol			
Porcentaje de adultos que se abstienen (no han bebido alcohol en el último año)			
Porcentaje de adultos que beben alcohol en la actualidad (han bebido alcohol en los últimos 30 días)			
<i>Para los que bebieron alcohol en los últimos 30 días</i>			
Porcentaje de mujeres que bebieron 4 vasos o más cualquier día de la última semana			
Porcentaje de hombres que bebieron 5 vasos o más cualquier día de la última semana			
Porcentaje de adultos que bebieron alcohol 4 días o más de la última semana			
Step 1 Consumo de frutas, verduras y hortalizas (durante una semana típica)			
Promedio de porciones de fruta consumidas cada día			
Promedio de porciones de verduras y hortalizas consumidas cada día			
Porcentaje de adultos que comieron menos de 5 porciones de frutas, verduras y hortalizas al día			
Step 1 Actividad física			
Porcentaje de adultos cuyo nivel de actividad física es bajo (es decir inferior a 600 MET-minuto/semana)			
Valor medio de tiempo dedicado cada día a la actividad física en el trabajo (en minutos)			
Valor medio de tiempo dedicado cada día a la actividad física para desplazarse (en minutos)			
Valor medio de tiempo dedicado cada día a la actividad física en el tiempo libre (en minutos)			

El método "STEPwise" de la OMS para la vigilancia de las enfermedades crónicas está disponible en www.int/cris/step

Hoja de datos

Figura B.11: Hoja de datos para disseminación de resultados para paso 1(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)



<Sitio/país> Encuesta STEPS <año>

Hoja de datos

Resultados para los adultos de 25 a 65 años (incluyendo un intervalo de confianza al 95%) (número y límite superior e inferior)	Varones	Hombres	Mujeres
Step 2 Mediciones físicas			
Índice de masa corporal (IMC) medio (kg/m ²)			
Porcentaje de adultos con sobrepeso u obesidad (IMC ≥ 25 kg/m ²)			
Porcentaje de adultos obesos (IMC ≥ 30 kg/m ²)			
Perímetro de cintura medio (cm)			
Tensión arterial sistólica media (mmHg) - PAS			
Tensión arterial diastólica media (mmHg) - PAD			
Porcentaje de adultos con tensión arterial elevada (PAS ≥ 140 y/o PAD ≥ 90 mmHg)			
Porcentaje de adultos con tensión arterial elevada (PAS ≥ 170 y/o PAD ≥ 100 mmHg)			
Step 3 Mediciones bioquímicas			
Glicemia en ayunas media (mmol/L)			
Porcentaje de adultos con glicemia elevada (≥ 7.0 mmol/L)			
Colesterol total medio (mmol/L)			
Porcentaje de adultos con colesterol total elevado (≥ 5.2 mmol/L)			
Porcentaje de adultos con colesterol total elevado (≥ 6.5 mmol/L)			
Resumen de los factores de riesgo combinados			
<ul style="list-style-type: none"> fumadores actuales a diario menos de 5 porciones de frutas, verduras y hortalizas al día nivel de actividad bajo (<600 MET -minutes) sobrepeso u obesidad (IMC ≥ 25 kg/m²) tensión arterial elevada (PAS ≥ 140 y/o PAD ≥ 90 mmHg) 			
Porcentaje de adultos que presentan un riesgo limitado (es decir que no les afecta ninguno de los susodichos factores de riesgo)			
Porcentaje de adultos que presentan un riesgo elevado (es decir que les afectan por lo menos 3 de los susodichos factores de riesgo), divididos por los grupos de edad siguientes:			
Porcentaje de adultos de entre 25 y 44 años que presentan un riesgo elevado			
Porcentaje de adultos de entre 45 y 64 años que presentan un riesgo elevado			

Para más información, contacte por favor:
el punto de contacto STEPS del país [nombre, direcciones de e-mail]

El método "STEPS" es la OMS para la vigilancia de los factores de riesgo de las enfermedades crónicas.
www.int/crim/step2 hoja de datos

Figura B.12: Hoja de datos para disseminación de resultados para paso 2 y 3(fuente:Who STEPS Surveillance Manual)

Este libro basado en mi trabajo de tesis tiene como propósito principal hacer una revisión de los métodos de muestreo en los estudios sanitarios y cómo solucionar problemas mediante el uso de información auxiliar.

Está dividido en 3 partes, con una primera formada por una introducción breve pero rigurosa de los diferentes tipos de estudios en epidemiología y salud pública y de una presentación detallada de un tipo particular de estudio como son las encuestas de salud poblacionales.

Se hace a su vez una revisión de las más importantes encuestas sanitarias a nivel nacional e internacional, dedicando especial atención a uno de los estudios para hacer vigilancia epidemiológica, como la encuesta de factores de riesgo (STEPS) que se hace a nivel internacional.

Se presentan luego, en forma detallada, los diferentes tipos de procedimientos de muestreo probabilístico, para qué se usa cada uno de ellos, para luego presentar una serie de problemas que se presentan habitualmente en las encuestas de salud como la no respuesta y cómo tratarla mediante mecanismos de imputación o de calibración de los ponderadores o pesos muestrales.

En la segunda parte se presenta los antecedentes de la STEPS, en qué condiciones se aplicó en Uruguay en 2006, y se dan diferentes alternativas de corrección de la no respuesta, el cual fue un problema muy importante.

En la última parte se presenta el análisis comparando los resultados de la solución a la no respuesta con los datos sin corregir dando recomendaciones para evitar estos problemas y tratar de minimizar su impacto.

ISBN: 978-9974-0-1488-6



9 789974 014886