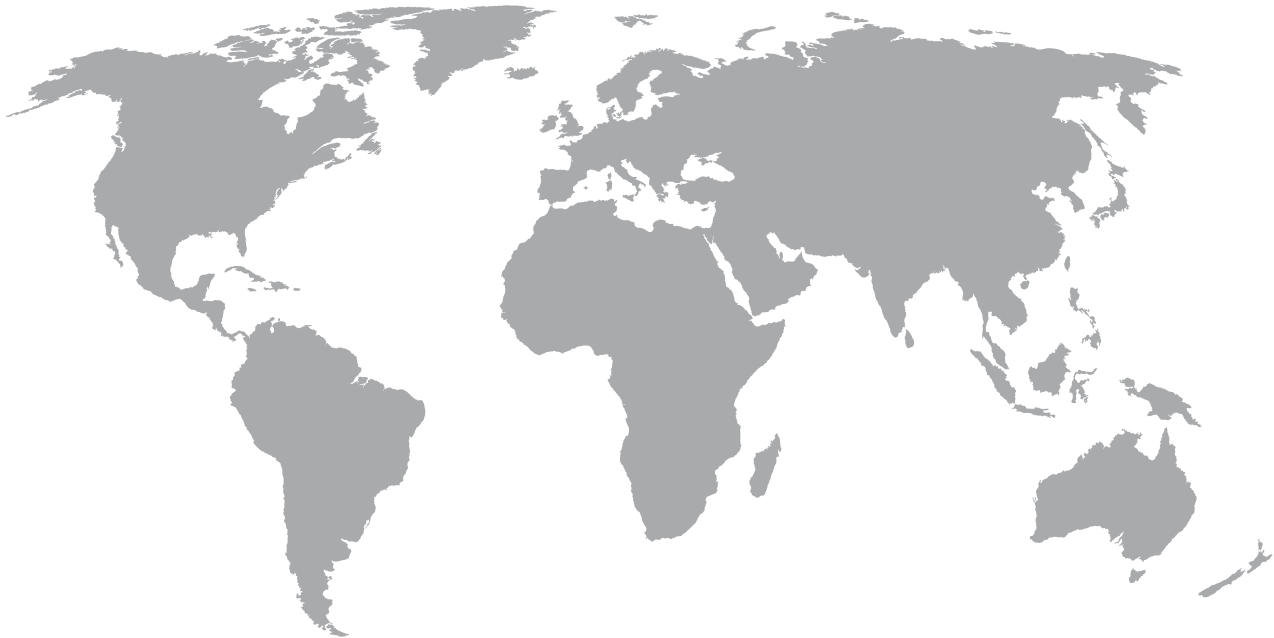




Global Adult Tobacco Survey (GATS)



Manual de ponderación de la muestra

**Encuesta Mundial Sobre Tabaco
en Adultos (GATS)
Manual de ponderación
de la muestra**

Septiembre de 2020

Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos (GATS)

Protocolo integral normalizado

Cuestionario de la encuesta GATS

Cuestionario básico con preguntas opcionales
Especificaciones pregunta por pregunta

Diseño de la muestra de la encuesta GATS

Manual de diseño de la muestra
Manual de ponderación de la muestra

Ejecución de la encuesta GATS sobre el terreno

Manual del encuestador sobre el terreno
Manual del supervisor sobre el terreno
Manual de cartografía y establecimiento de listas

Gestión de datos de la encuesta GATS

Guía del programador sobre el sistema general de encuestas
Especificaciones de programación del cuestionario básico
Plan de ejecución de la gestión de datos
Guía de capacitación para la gestión de datos

Garantía de la calidad de la encuesta GATS: directrices y documentación

Paquete de análisis y presentación del informe de la encuesta GATS

Plantillas de notas descriptivas
Informe del país: plan y directrices de tabulación
Definiciones de los indicadores

Publicación y difusión de los datos de la encuesta GATS

Política de publicación de datos
Difusión de datos: directrices para la publicación inicial de los datos

Cita propuesta

Grupo de Colaboración de la Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos. *Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos (GATS): Manual de ponderación de la muestra de la encuesta GATS*. Atlanta (Georgia): Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades, 2020.

Agradecimientos

Organizaciones colaboradoras de la encuesta GATS

- Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades de los Estados Unidos (CDC)
- Fundación de los CDC
- Escuela de Salud Pública Johns Hopkins Bloomberg (JHSPH)
- RTI International
- Organización Mundial de la Salud (OMS)

Apoyo financiero

La *Iniciativa Bloomberg para Reducir el Consumo de Tabaco* ha prestado apoyo financiero a través de la Fundación de los CDC con una donación de Bloomberg Philanthropies.

Descargo de responsabilidad: Las opiniones expresadas en este manual no se corresponden necesariamente con la posición de las organizaciones colaboradoras de la encuesta GATS.

Índice

Capítulo	Página
1. Introducción.....	1-1
1.1. Sinopsis de la Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos	1-1
1.2. Uso del presente manual	1-2
2. Descripción general de las ponderaciones de la muestra en la encuesta GATS	2-1
3. Método recomendado	3-1
3.1. Contexto del ejemplo ilustrativo	3-1
3.2. Ponderación básica.....	3-2
3.3. Ajuste por falta de respuesta de la unidad.....	3-5
3.4. Ajuste de calibración posterior a la estratificación.....	3-12
4. Garantizar la calidad de las ponderaciones de la muestra en la encuesta GATS.....	4-1
4.1. Documentar de forma rigurosa la selección de la muestra y las probabilidades conexas	4-1
4.2. Controlar el efecto estadístico adverso de las ponderaciones variables.....	4-2
4.3. Seguir atentamente los procedimientos de cálculo y los controles de calidad recomendados en este manual.....	4-3
4.4. Elaborar un documento escrito detallado en el que se describa el proceso de cálculo de ponderaciones utilizado en la práctica.....	4-4
4.5. Consultar con el personal de la Oficina Central de la encuesta GATS durante el proceso de ponderación.....	4-4
5. Bibliografía.....	5-1

1. Introducción

El consumo de tabaco es una de las principales causas prevenibles de muerte prematura y enfermedad en todo el mundo, ya que hay unos 1400 millones de personas de 15 años o más que consumen tabaco¹. Asimismo, cada año más de 8 millones de personas pierden la vida por enfermedades relacionadas con el tabaco². De mantenerse las tendencias actuales, el consumo de tabaco podría matar a 1000 millones de personas de aquí a finales del presente siglo, y se calcula que más de tres cuartas partes de esas muertes se producirán en países de ingresos bajos y medianos³. Para monitorear y gestionar la epidemia, es fundamental contar con un mecanismo de vigilancia eficaz y sistemático.

La **Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos** (GATS), un componente del Sistema Mundial de Vigilancia del Tabaco, es una referencia mundial para el monitoreo sistemático del consumo de tabaco en adultos y el seguimiento de los principales indicadores de control del tabaco. La encuesta GATS es una encuesta de hogares con representatividad nacional dirigida a personas adultas de 15 años o más que utiliza un cuestionario básico normalizado, un diseño de muestra y unos procedimientos de recogida y gestión de datos que fueron revisados y aprobados por expertos internacionales. La encuesta GATS tiene por objeto mejorar la capacidad de los países para diseñar, ejecutar y evaluar las intervenciones de control del tabaco.

A fin de maximizar la eficiencia de los datos recabados en la encuesta GATS, se ha creado una serie de manuales. Se trata de manuales diseñados para proporcionar a los países unos requisitos uniformes, así como varias recomendaciones sobre el diseño y la realización de la encuesta en cada etapa del proceso de la encuesta GATS. Los manuales también se han concebido para ofrecer orientación sobre la manera en que un país en particular podría ajustar las características del protocolo de la encuesta GATS para aprovechar al máximo la utilidad de los datos dentro del país. Se recomienda encarecidamente seguir el protocolo normalizado con el fin de mantener la coherencia y la comparabilidad entre países.

Los manuales de la encuesta GATS ofrecen orientación sistemática sobre el diseño y la realización de la encuesta.

1.1. Sinopsis de la Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos

La encuesta GATS está diseñada para producir estimaciones nacionales y subnacionales entre personas adultas de distintos países. La población a la que está dirigida la encuesta incluye a todos los hombres y mujeres no institucionalizados de 15 años o más que consideran el país como su lugar de residencia habitual. Todos los miembros de la población a la que está dirigida la

La entrevista de la encuesta GATS consta de dos partes: el Cuestionario para hogares y el Cuestionario individual. Ambos cuestionarios se administran mediante un dispositivo electrónico de recogida de datos.

¹ Organización Mundial de la Salud. *WHO report on the global tobacco epidemic, 2019: Offer help to quit tobacco use*. Ginebra (Suiza): Organización Mundial de la Salud; 2019 (<https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/326043/9789241516204-eng.pdf?ua=1>).

² GBD 2017 Risk Factor Collaborators. Global, regional, and national comparative risk assessment of 84 behavioural, environmental and occupational, and metabolic risks or clusters of risks for 195 countries and territories, 1990-2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. Seattle (Washington): Institute for Health Metrics and Evaluation; 2018.

³ Mathers, C. D. y Loncar, D. «Projections of Global Mortality and Burden of Disease from 2002 to 2030». *PLoS Medicine*, 2006, 3(11):e442.

encuesta serán objeto de muestreo en el hogar que sea su lugar de residencia habitual.

La encuesta GATS utiliza una metodología de muestreo por zonas geográficas en múltiples etapas para identificar los hogares específicos con los que los encuestadores sobre el terreno se pondrán en contacto. Un país se divide en primer lugar en unidades primarias de muestreo y, posteriormente, en segmentos dentro de esas unidades primarias de muestreo y en hogares dentro de esos segmentos. A continuación, se selecciona una muestra aleatoria de hogares que participarán en la encuesta GATS.

La entrevista de la encuesta GATS consta de dos partes: el *Cuestionario para hogares* y el *Cuestionario individual*. El *Cuestionario para hogares* (evaluación de hogares) y el *Cuestionario individual* (entrevista individual) se llevarán a cabo utilizando un dispositivo electrónico de recogida de datos.

En cada dirección que figure en la muestra, los encuestadores sobre el terreno entregarán el *Cuestionario para hogares* a un adulto que resida en el hogar. El objetivo del *Cuestionario para hogares* es determinar si el hogar seleccionado cumple con los requisitos para llevar a cabo la encuesta GATS y confeccionar un listado, o lista de preselección, de todos los miembros del hogar que reúnen las condiciones para contestar a la encuesta. Una vez elaborada la lista de preselección de residentes del hogar que reúnen las condiciones, se seleccionará un individuo al azar para que rellene el *Cuestionario individual*. En este cuestionario se formulan preguntas sobre las características personales, el tabaquismo, los cigarrillos electrónicos, el tabaco sin humo, el abandono del tabaco, el tabaquismo pasivo, los aspectos económicos, los medios de comunicación y los conocimientos, actitudes y percepciones sobre el tabaco.

1.2. Uso del presente manual

Este manual está diseñado para ofrecer los requisitos que deben reunir los países al calcular las ponderaciones de la muestra para la encuesta GATS. En este primer capítulo se proporciona información básica sobre la encuesta GATS. A continuación se resumen los capítulos siguientes:

- En el *capítulo 2* se define el concepto de ponderación de la muestra, se indica en qué fase del proceso de la encuesta se elaboran ponderaciones, se ofrece una sinopsis de la lógica que subyace al proceso de cálculo, y se describe cómo utiliza las ponderaciones el analista de datos.
- En el *capítulo 3* se explican con cierto detalle las distintas etapas del método recomendado para calcular las ponderaciones. Cada una de estas etapas se ilustra con un ejemplo basado en el tipo de encuestado que se puede encontrar en una muestra de la encuesta GATS.
- El *capítulo 4* recomienda varios pasos para garantizar la elaboración de ponderaciones de alta calidad.

Cabe señalar que, si bien el presente manual ofrece una plantilla paso a paso para el cálculo de ponderaciones en la encuesta, es posible que sea necesario modificar dicha plantilla de cálculo debido a circunstancias específicas de cada país con respecto al diseño de la muestra, las necesidades de análisis y la disponibilidad de datos auxiliares para calcular los ajustes. Para garantizar la calidad de las ponderaciones y el ajuste de la muestra de la encuesta, es fundamental que se mantenga una colaboración entre los estadísticos nacionales, los puntos de contacto de los CDC en los países y el Comité de Revisión de la Muestra.

2. Descripción general de las ponderaciones de la muestra en la encuesta GATS

Una *ponderación de la muestra* es una medición estadística vinculada a un registro de datos para cualquier encuestado en muestras de población en las que se utilicen métodos de selección completamente aleatorios para elegir la muestra. En términos generales, una ponderación individual de la muestra suele ser simplemente la inversa de la probabilidad ajustada de obtener los datos relativos al encuestado. En la mayoría de los casos, esta probabilidad es sencillamente la probabilidad de selección original del encuestado basada en el diseño de la muestra. La probabilidad inversa, o ponderación básica (B_j), se suele ajustar para tener en cuenta un desequilibrio no deseado de la muestra que surge durante el proceso de realización de la encuesta⁴. Se puede aplicar más de un ajuste de ponderación. Todos ellos son multiplicativos. A menos que se modifique la escala de una ponderación con fines analíticos (por ejemplo, si se «calibra» para sumarla a la población total cubierta), su valor puede interpretarse como una indicación del número de miembros de la población representados por el encuestado. Es posible que se necesiten conjuntos separados de ponderaciones cuando los datos que se van a analizar se recogen para diferentes tipos de elementos de datos o unidades de análisis asociados con el encuestado. Por ejemplo, si se recogen datos en una encuesta de hogares para los hogares seleccionados, y para un residente elegido al azar en cada uno de esos hogares, se producirían conjuntos separados de ponderaciones para los datos del hogar y para los del residente. Sin embargo, dado que en la encuesta GATS solo se procesarán datos referentes a los individuos, únicamente se requerirán ponderaciones relativas a las personas.

Si bien el fundamento general que justifican el uso de ponderaciones para las estimaciones a partir de muestras de población está sobradamente consolidado (Horvitz y Thompson, 1952), no existe ningún protocolo universal para calcular dichas ponderaciones. Esto se debe en parte a la variación de las circunstancias entre una muestra a otra en cuanto al diseño, la calidad de la documentación de los procesos de selección y participación de la muestra, y la disponibilidad de información complementaria sobre la muestra y sobre la población para detectar y tener en cuenta desequilibrios en la muestra debidos a los efectos diferenciales de la cobertura del marco y la falta de respuesta. Así pues, los pasos del cálculo que se lleven a cabo en la práctica para producir una ponderación de la muestra pueden variar entre encuestas. Sin embargo, normalmente se sigue una combinación de los pasos que se enumeran a continuación con el fin de producir una ponderación para el registro de datos de cada (es decir, el *j-ésimo*) individuo encuestado, y la ponderación ajustada final (W_j) es el producto del valor generado en cada paso, como se describe más detalladamente en los siguientes párrafos:

1. determinar la ponderación básica (B_j) para tener en cuenta todos los pasos de selección aleatoria que dieron lugar a la muestra de miembros de la población;
2. hacer un ajuste por falta de respuesta ($A_j^{(nr)}$) con el fin de compensar el desequilibrio de la muestra debido al éxito diferencial en la selección de la muestra;

⁴ En este contexto, el concepto de «desequilibrio» se utiliza simplemente para indicar que la representación demográfica de la población objeto de muestreo está sesgada en cierta medida por fuerzas relacionadas con las fases de selección y participación de la muestra del estudio. En otras palabras, la muestra que se obtiene mediante la selección aleatoria, que por lo demás es representativa, pierde cierta representatividad con respecto a la población.

3. aplicar un ajuste adicional por cobertura incompleta del marco ($A_j^{(cov)}$) con el fin de tener en cuenta el desequilibrio debido a un marco de muestreo que no cubre por completo a la población a la que se dirige el estudio; y
4. realizar un ajuste adicional para calibrar ($A_j^{(cal)}$) el conjunto final de ponderaciones ajustadas a la distribución de la población por características que están altamente correlacionadas con las mediciones clave de los resultados del estudio (es decir, el comportamiento relativo al consumo de tabaco en la encuesta GATS).

La secuencia real de pasos seguidos en la elaboración del conjunto de ponderaciones estadísticas para la muestra de población es importante, ya que las ponderaciones generadas a través de cualquiera de los pasos dependen de los resultados del cálculo realizado en cada paso anterior. La ponderación final para cualquier encuestado es el producto de los resultados del cálculo para el encuestado de todos los pasos en orden:

$$W_j = B_j A_j^{(nr)} A_j^{(cov)} A_j^{(cal)} \quad (1)$$

Con el fin de entender la lógica que subyace al proceso de elaboración de ponderaciones para las muestras de la encuesta, donde los residentes de los hogares seleccionados son miembros de la población a la que está dirigido el estudio, hay que tener en cuenta, en primer lugar, que un miembro de la población de la encuesta GATS solo puede proporcionar datos si se producen los tres sucesos siguientes (F, S y R):

- **suceso F:** el hogar del miembro y el propio miembro figuran incluidos en los marcos de muestreo del hogar y de la persona dentro del hogar utilizados para el muestreo de la encuesta GATS;
- **suceso S:** dado el suceso F, el hogar del miembro y el propio miembro deben ser seleccionados al azar para participar en la encuesta GATS; y
- **suceso R:** dado el suceso S, el hogar del miembro y el propio miembro deben, a su vez, aceptar convertirse en participantes en la encuesta GATS y cumplimentar un cuestionario válido.

La probabilidad de que los datos del miembro se utilicen para la estimación de la muestra es el producto de las probabilidades de que se materialicen los tres sucesos. Veremos más adelante que para completar los pasos (1), (2) y (3) es necesario determinar o estimar las probabilidades de los sucesos F, S y R. La calibración de la muestra (o «estratificación posterior») sirve para controlar la pérdida de validez externa de la muestra debida a fuerzas que los ajustes relativos a la falta de respuesta y la cobertura efectuados en los pasos (2) y (3) no tienen específicamente en cuenta. Estas fuerzas podrían ser variaciones aleatorias en la composición demográfica de la muestra con respecto a variables no utilizadas para definir estratos de muestreo, así como una falta de respuesta y una cobertura insuficiente con efectos diferenciales, asociadas a variables distintas de las que definen las celdas de ajuste utilizadas para llevar a cabo los ajustes en los pasos (2) y (3). Dado que a menudo no resulta viable realizar el paso (3), el ajuste para tener en cuenta una cobertura incompleta del marco se realiza generalmente en el proceso de calibración.

Las ponderaciones de la muestra son importantes para numerosas situaciones de análisis. Por ejemplo, se utilizan para producir estimaciones puntuales de las características de la población (como la tasa de prevalencia de tabaquismo actual), así como para estimar la varianza de esas características, aunque

hay otras características del diseño de la muestra (por ejemplo, la estratificación, el muestreo por agrupamientos o la selección sin reemplazamiento) que también son importantes para esta última. Por tanto, las ponderaciones son importantes para muchos usos de datos, tales como el análisis descriptivo y las pruebas comparativas (por ejemplo, para detectar diferencias significativas en las tasas de prevalencia entre las diversas regiones de un país). También se utilizan a veces en los modelos de regresión (por ejemplo, para identificar predictores del hábito de fumar). Así pues, las ponderaciones son a menudo una característica de diseño necesaria, pero no siempre suficiente, para utilizar en el análisis de los datos de una encuesta. Por ejemplo, si solamente se usan ponderaciones, pero se ignoran la estratificación y el muestreo por agrupamientos al estimar la varianza de las estimaciones de la encuesta, las varianzas notificadas y las conclusiones de los contrastes de hipótesis podrían ser incorrectas.

Se elabora un conjunto de ponderaciones para cada conjunto de unidades de observación incluidas en el estudio. Con frecuencia, los estudios contienen múltiples conjuntos de estas unidades de observación. Por ejemplo, si el plan de recogida de datos del estudio requiere que se recabe información sobre los hogares (como los ingresos, el nivel socioeconómico o la distancia a los proveedores de atención de salud) y los miembros individuales de esos hogares (por ejemplo, hábito de fumar, características demográficas, etcétera), puede ser necesario un conjunto separado de ponderaciones para cada unidad de observación (es decir, hogares y personas). Además, las ponderaciones pueden diferir para los hogares y los encuestados que residen en ellos si se realiza un muestreo dentro del hogar para elegir a los individuos que proporcionan los datos relativos a las personas. Este tipo de diferencia se produciría en la encuesta GATS si se generaran datos referidos tanto a los hogares como a las personas, ya que en cada hogar participante se selecciona un residente que cumpla los requisitos para contestar a la encuesta.

Cuando se dispone de ellas, las muestras maestras ofrecen a los países muestras preseleccionadas de agrupamientos geopolíticos para satisfacer las necesidades en materia de encuestas de diferentes organizaciones (véase la sección 3.3 del *Manual de diseño de la muestra de la encuesta GATS*). A partir de las muestras maestras de unidades geográficas se elaboran submuestras para proporcionar a la encuesta GATS grupos de hogares con el fin de establecer listas de hogares y seleccionarlos de conformidad con el *Manual de cartografía y establecimiento de listas de la encuesta GATS*. El diseño de la muestra de la encuesta GATS debe coincidir con el de la muestra maestra de cada país, y las probabilidades de selección de las unidades de la muestra maestra deben estar fácilmente disponibles en el momento de la selección de la encuesta GATS. Por tanto, la probabilidad de seleccionar el agrupamiento de la encuesta GATS es el producto de la probabilidad inicial de seleccionar la unidad de la muestra maestra y la probabilidad de seleccionar la agrupación de hogares de la encuesta GATS. Dado que el diseño del submuestreo a partir de la muestra maestra varía de un país a otro, resulta fundamental establecer una estrecha coordinación entre las oficinas de estadística de los países, los coordinadores de la encuesta GATS en los países, los puntos de contacto y los estadísticos de los CDC y los miembros del Comité de Revisión de la Muestra, a fin de garantizar un cálculo correcto de las probabilidades de selección y sus ponderaciones correspondientes. En los cálculos que se exponen a continuación en el presente manual se partirá de la hipótesis de que no se usaron muestras maestras, sino que se tomaron muestras de agrupamientos geopolíticos directamente de un marco de todas esas unidades en el país, a menudo proporcionadas por las oficinas de estadística encargadas de elaborar los censos nacionales. Los países que recurren a muestras maestras para las selecciones de la primera

etapa deben incorporar las probabilidades de seleccionar las unidades de las muestras maestras en las probabilidades de selección de los agrupamientos de la encuesta GATS.

El proceso de elaboración de ponderaciones normalmente tiene lugar después de la recogida de datos y una vez que estos se han procesado y depurado para el analista. No se pueden generar las ponderaciones mientras no haya concluido el trabajo sobre el terreno, ya que se aplican a la muestra final de encuestados y su cálculo se basa en la información final de resultados de la recogida de datos. Asimismo, el proceso de elaboración de ponderaciones debe finalizar para que pueda comenzar el análisis, ya que los analistas que utilicen los datos de la encuesta las necesitarán. El personal técnico que se encarga de elegir la muestra y apoyar el trabajo sobre el terreno es, por lo general, el que está mejor preparado para elaborar las ponderaciones, debido a su conocimiento de la población a la que está dirigida la encuesta y del modo en que se extrajo y se seleccionó la muestra. Si es necesario, el personal central de la encuesta GATS puede prestar asistencia y apoyo al proceso de cálculo de las ponderaciones. Por último, con vistas a garantizar la calidad de las ponderaciones, el proceso para calcularlas se somete a un examen exhaustivo a cargo de expertos externos, a fin de velar por que se sigan los procedimientos apropiados (véase el *capítulo 5 del Manual de la calidad de la encuesta GATS: directrices y documentación*).

3. Método recomendado

En el presente capítulo del manual se expone con cierto nivel de detalle el método de tres pasos correspondiente a los principales componentes que se recomienda que tenga en cuenta el personal técnico del país al producir ponderaciones para su muestra de la encuesta GATS. Estos pasos son: calcular una ponderación básica para cada encuestado de la muestra, ajustar las ponderaciones básicas para tener en cuenta la falta de respuesta diferencial en la muestra, y calibrar las ponderaciones ajustadas a los totales de población conocidos. En los estudios de Lessler y Kalsbeek (1992) y de Kalton y Flores-Cervantes (2003) se puede consultar un examen más general de dichos pasos. Nuestro propósito al presentar estos pasos en el manual es integrar en el análisis un ejemplo realista similar al de la encuesta GATS. El examen de cada uno de los tres pasos comienza enumerando los elementos que se necesitan para realizar cada paso y, a continuación, presenta las fórmulas concretas que se recomiendan para calcular ese componente de la ponderación, con un ejemplo ilustrativo. Se ofrecen alternativas a algunas recomendaciones para que el personal de los países de la encuesta GATS las tome en consideración, aunque la elección de estas alternativas debe estar plenamente justificada y realizarse en completa colaboración con los puntos de contacto de los CDC en los países y con el Comité de Revisión de la Muestra antes de proceder.

RECOMENDACIÓN:

Se recomienda aplicar el siguiente método de tres pasos para cada muestra de país de la encuesta GATS: 1) calcular una ponderación básica para cada encuestado de la muestra, 2) ajustar las ponderaciones básicas ante la falta de respuesta, y 3) calibrar las ponderaciones ajustadas a los totales de población conocidos.

3.1. Contexto del ejemplo ilustrativo

El ejemplo utilizado para ilustrar el proceso de cálculo para las ponderaciones de la encuesta GATS se centra en el problema de determinar la ponderación final ajustada de la muestra para un encuestado ficticio de la encuesta GATS (en lo sucesivo, denominado \mathcal{R}) en una muestra de país en la que no se requería aleatorización por género. Suponemos que el diseño de la muestra que llevó a seleccionar a esta persona es una muestra de hogares estratificada en tres etapas, con alguna unidad de zona geopolítica reconocida de tamaño variable como unidad primaria de muestreo, un «segmento» de zona de un tamaño aproximadamente igual que consta de unos 200 hogares como unidad secundaria de muestreo, y distintos hogares seleccionados dentro de los segmentos objetos de muestreo. En este ejemplo, suponemos que no se perdió ningún hogar en la construcción de listas de hogares en el segmento de \mathcal{R} y que en el proceso de selección de \mathcal{R} no intervino la asignación de género; sin embargo, en la práctica tal vez sea necesario resolver estas cuestiones (los métodos adecuados para tener en cuenta dichas cuestiones se examinan más adelante en el presente manual)⁵. Por último, suponemos que se elige a \mathcal{R} de una lista de preselección de

EJEMPLO ILUSTRATIVO:

Contexto del encuestado ficticio de la encuesta GATS (\mathcal{R})

⁵ La subselección de hogares perdidos es necesaria cuando se detectan hogares no incluidos en el marco por listas relativo a los hogares, a través de un procedimiento de hogares perdidos (por ejemplo, el «intervalo semiabierto»), y el número de hogares descubiertos es lo suficientemente grande como para que resulte necesario hacer una subselección aleatoria de los hogares no incluidos en la lista. Se debe efectuar una asignación de género en las muestras de la encuesta GATS cuando, por razones culturales, los países deseen que el sexo de los entrevistadores coincida con el de los encuestados seleccionados, o cuando, por razones estadísticas, se deba efectuar un sobremuestreo de un grupo perteneciente a un determinado género. Cada hogar

hogares que se incorporó a una computadora portátil, que también se utiliza para realizar la entrevista de la encuesta GATS con \mathcal{R} . El resto de las hipótesis en torno a la selección y la participación de \mathcal{R} se mencionarán al describir los distintos pasos.

3.2. Ponderación básica

3.2.1. Elementos que se necesitan para realizar este paso del cálculo

- Probabilidades de selección adecuadamente documentadas para cada etapa del proceso de selección de la muestra si, como se prefiere, ya se han calculado.

O BIEN,

- Conocimiento específico sobre cómo calcular las probabilidades correspondientes a los métodos de selección aleatoria utilizados en cada paso del proceso de muestreo. Los pasos de la selección son: para las etapas de muestreo, la asignación de los hogares según el género (si es necesario), y la subselección de los hogares descubiertos mediante un procedimiento de hogares perdidos, si procede.
- Hojas de trabajo de selección y/o código informático del *software* de selección para cada paso del proceso de selección de la muestra, si las probabilidades de selección deben determinarse en el momento en que se calculan las ponderaciones.

3.2.2. Cálculo de ponderaciones básicas con ejemplo ilustrativo

La ponderación básica de un encuestado en cualquier muestra probabilística es simplemente 1 dividido por la probabilidad de selección general del encuestado dados los pasos realizados para seleccionarlo. Por tanto, el cálculo de la ponderación básica para un encuestado en el marco de la encuesta GATS requiere que se responda a la pregunta siguiente: ¿cuál era la probabilidad estadística de que el diseño de la muestra condujera a la selección del encuestado?

En el *Manual de diseño de la muestra de la encuesta GATS (capítulo 11)* se describen los siguientes componentes que influyen en la probabilidad de selección global cuando el país aplica el método recomendado de muestreo de varias etapas. Los subíndices α y k (conjuntamente para la α -ésima unidad primaria de muestreo y la k -ésima unidad secundaria de muestreo, respectivamente) en esta descripción corresponden conjuntamente a la «zona» (segmento) g , que se elige en dos etapas de muestreo al seleccionar a \mathcal{R} :

$p_{\alpha k}^{(1)}$ = probabilidad incondicional de seleccionar la α -ésima unidad primaria de muestreo (unidad de zona geopolítica en la que vive \mathcal{R}) y la k -ésima unidad secundaria de muestreo (segmento en el que vive \mathcal{R});

$p_{\alpha k}^{(2)}$ = probabilidad condicional (dadas las selecciones de la unidad primaria de muestreo y la secundaria de muestreo) de seleccionar el hogar en el que vive \mathcal{R} ;

objeto de muestreo se asigna al azar para ser un «hogar masculino» (es decir, en ese hogar solamente se preseleccionará a hombres residentes que cumplan los requisitos para responder a la encuesta) o un «hogar femenino» (solo se preseleccionará a mujeres residentes que cumplan los requisitos para responder a la encuesta).

- $P_{aki}^{(3)}$ = para un encuestado ficticio en el marco de la encuesta GATS (\mathcal{R}), esta probabilidad = 1. Sin embargo, si se utiliza la aleatorización por género, se requiere una probabilidad condicional (dadas la unidad primaria de muestreo, la unidad secundaria de muestreo y las selecciones de hogares) de asignar aleatoriamente el hogar de \mathcal{R} para que sea un hogar «femenino»;
- $P_{aki}^{(4)}$ = probabilidad condicional (dadas la unidad primaria de muestreo, la unidad secundaria de muestreo, las selecciones de hogares y la asignación de género) de seleccionar aleatoriamente el hogar de \mathcal{R} , si no estaba incluido en el marco original del hogar para el ak -ésimo segmento y fue descubierto mediante un procedimiento de detección de hogares perdidos; de lo contrario esta probabilidad = 1; y
- $P_{akij}^{(5)}$ = probabilidad condicional (dadas la unidad primaria de muestreo, la unidad secundaria de muestreo, las selecciones de hogares, la asignación de género y la selección de hogares perdidos) de seleccionar aleatoriamente a \mathcal{R} entre una lista de preselección de residentes en el hogar de \mathcal{R} que cumplan los requisitos para responder a la encuesta.

Obsérvese que debe producirse cada uno de los sucesos de selección correspondientes a estas probabilidades para que se seleccione a \mathcal{R} en la muestra de la encuesta GATS. En ese caso, la probabilidad conjunta incondicional de seleccionar a \mathcal{R} (la $akij$ -ésima persona) en la muestra de la encuesta GATS es:

$$P_{akij} = P_{ak}^{(1)} \cdot P_{ak}^{(2)} \cdot P_{aki}^{(3)} \cdot P_{aki}^{(4)} \cdot P_{akij}^{(5)} \quad (2)$$

ya que la probabilidad de los sucesos secuenciales conjuntos es la probabilidad incondicional del primer suceso de la secuencia multiplicada por las probabilidades condicionales de cada suceso posterior dado el resultado de los sucesos anteriores de la secuencia. Por tanto, la ponderación básica resultante para \mathcal{R} es:

$$B_{akij} = \frac{1}{P_{akij}} = \frac{1}{P_{ak}^{(1)} \cdot P_{ak}^{(2)} \cdot P_{aki}^{(3)} \cdot P_{aki}^{(4)} \cdot P_{akij}^{(5)}} \quad (3)$$

Como se ve en la ecuación (3), para calcular la ponderación básica de \mathcal{R} debemos determinar cada uno de los componentes de la probabilidad conjunta incondicional de seleccionar a dicho individuo. Suponiendo que se utiliza algún tipo de muestreo con probabilidad proporcional al tamaño sin reemplazamiento para seleccionar unidades primarias de muestreo dentro de los estratos de muestreo de la primera etapa, entonces si $N_i = 2462$ es la medida de tamaño (en número de hogares a partir del último censo) de la unidad primaria de muestreo en la que se encuentra \mathcal{R} , $I = 2$ es el número de unidades primarias de muestreo elegidas en el estrato de muestreo del que se eligió la unidad primaria de muestreo en la que se encuentra \mathcal{R} , y la suma de las medidas de tamaño de todas las unidades primarias de muestreo que conforman ese estrato es $\sum_{\alpha} N_{\alpha} = 338\,754$, la probabilidad de selección incondicional de la unidad primaria de muestreo en la que se encuentra \mathcal{R} será

$$p_{\alpha}^{(1)} = \frac{I \cdot N_{\alpha}}{\sum_{\alpha} N_{\alpha}} = \frac{(2) \cdot (2462)}{338\,754} = 1,4536 \times 10^{-2} \quad (4)$$

Si la unidad secundaria de muestreo en la que se encuentra \mathcal{R} es uno de $K_\alpha = 2$ segmentos elegidos por un muestreo aleatorio simple (sin reemplazamiento) de $S_\alpha = 12$ segmentos en la unidad primaria de muestreo de \mathcal{R} , entonces la probabilidad condicional (dada la selección de la unidad primaria de muestreo) de seleccionar la unidad secundaria de muestreo en la que se encuentra \mathcal{R} es

$$p_{k(\alpha)}^{(1)} = \frac{K_\alpha}{S_\alpha} = \frac{2}{12} = \frac{1}{6}, \quad (5)$$

y la probabilidad conjunta incondicional de seleccionar las unidades primaria y secundaria de muestreo en las que se encuentra \mathcal{R} es

$$p_{\alpha k}^{(1)} = p_\alpha^{(1)} p_{k(\alpha)}^{(1)} = \left[\frac{I \cdot N_\alpha}{\sum_\alpha N_\alpha} \right] \cdot \left[\frac{K_\alpha}{S_\alpha} \right] = (1,4536 \times 10^{-2}) \cdot (1/6) = 2,4226 \times 10^{-3} \quad (6)$$

En el *Manual de diseño de la muestra de la encuesta GATS* se describen dos métodos para seleccionar hogares entre segmentos o unidades primarias de muestreo seleccionados. Si se utiliza un muestreo sistemático para seleccionar hogares, la probabilidad condicional si se selecciona cada hogar es $1/K$, donde K es el intervalo de selección. Si se utiliza un muestreo aleatorio simple para seleccionar hogares, esta probabilidad es la relación entre el tamaño de la muestra de hogares en cada segmento y el número total de hogares que figuran en la lista del marco para cada segmento. Suponiendo que se seleccionan $H_{\alpha k} = 28$ hogares mediante muestreo aleatorio simple sin reemplazamiento entre $L_{\alpha k} = 212$ hogares incluidos en la lista en el αk -ésimo segmento en el que se encuentra el hogar de \mathcal{R} , entonces la probabilidad condicional de seleccionar el hogar de \mathcal{R} es

$$p_{\alpha k}^{(2)} = \frac{H_{\alpha k}}{L_{\alpha k}} = \frac{28}{212} = 0,13208. \quad (7)$$

Dado que el encuestado ficticio se encuentra en un país donde no se necesitaba la aleatorización por género, la probabilidad de selección del encuestado,

$$p_{\alpha k i}^{(3)} = 1 \quad (8)$$

Debe tenerse en cuenta que, en general, cuando se requiere la asignación de hogares según el género, y $M_{\alpha k}$ y $F_{\alpha k}$ son, respectivamente, los números de $H_{\alpha k} = M_{\alpha k} + F_{\alpha k}$, hogares seleccionados en la αk -ésima «zona» (segmento) asignados para ser «masculinos» y «femeninos», entonces para los hombres encuestados

$$p_{\alpha k i}^{(3)} = \frac{M_{\alpha k}}{H_{\alpha k}} \quad (9)$$

y para las mujeres encuestadas

$$p_{\alpha k i}^{(3)} = \frac{F_{\alpha k}}{H_{\alpha k}} \quad (10)$$

En general, si un encuestado es seleccionado en un hogar que se descubrió mediante un procedimiento de detección de hogares perdidos (por ejemplo, el intervalo semiabierto) y se aplica una tasa de muestreo $f_{\alpha ki}$ en la subselección del hogar por muestreo aleatorio simple, entonces la probabilidad de subselección de cualquiera (es decir, el αki -ésimo hogar elegido de esta manera) será

$$P_{\alpha ki}^{(4)} = f_{\alpha ki} \cdot \quad (11)$$

Puesto que suponemos que el hogar de \mathcal{R} no se seleccionó mediante un procedimiento de detección de hogares perdidos,

$$P_{\alpha ki}^{(4)} = 1 \cdot \quad (12)$$

Para el caso específico de la determinación de la probabilidad de selección dentro del hogar de \mathcal{R} , observamos que el encuestado fue elegido al azar entre los $R_{\alpha ki} = 4$ miembros del hogar del encuestado que figuraban incluidos en la lista de preselección del hogar. Así, para el hogar,

$$p_{\alpha kij}^{(5)} = \frac{1}{R_{\alpha ki}} = \frac{1}{4} = 0,25 \quad (13)$$

Combinando todas las probabilidades para el proceso de selección que condujo a la elección de \mathcal{R} , la probabilidad de selección general incondicional de \mathcal{R} es, en síntesis,

$$p_{\alpha kij} = p_{\alpha k}^{(1)} \cdot p_{\alpha k}^{(2)} \cdot p_{\alpha ki}^{(3)} \cdot p_{\alpha ki}^{(4)} \cdot p_{\alpha kij}^{(5)} = (2,4226 \times 10^{-3}) \cdot (0,13208) \cdot (1) \cdot (1) \cdot (0,25) = 7,9992 \times 10^{-5}, \quad (14)$$

y la ponderación básica del encuestado es

$$B_{\alpha kij} = \frac{1}{p_{\alpha kij}} = \frac{1}{7,9992 \times 10^{-5}} = 12\,501,3081, \quad (15)$$

y la ponderación básica del hogar es

$$B_{\alpha ki} = p_{\alpha kij}^{(5)} / p_{\alpha kij} = (0,25) \cdot (12\,501,3081) = 3125,2370 \quad (16)$$

Téngase en cuenta que $B_{\alpha kij}$ se denota como B_j en las secciones posteriores del manual.

3.3. Ajuste por falta de respuesta de la unidad

3.3.1. Elementos que se necesitan para realizar este paso del cálculo

- La ponderación básica de cada encuestado en el marco de la encuesta GATS.
- La disposición final de participación (por ejemplo, respuesta, rechazo, no se encuentra en el hogar, etcétera) **para todos los hogares seleccionados** que se utilizará en el cálculo de las tasas de respuesta de los hogares entre los hogares de la muestra que cumplen los requisitos para responder a la encuesta en cada «segmento» de la muestra. Esto significa que se necesitarán los recuentos del número de hogares seleccionados, el de hogares que cumplen los requisitos para participar en la encuesta y el de hogares participantes para cada segmento de la muestra. En el caso de los diseños de muestra que seleccionan hogares directamente en unidades de muestreo de la primera etapa, las disposiciones finales de participación en cada unidad primaria de muestreo se utilizarán para calibrar la falta de respuesta del hogar.

- La disposición final de participación, así como la información relativa al sexo, la edad y situación con respecto al tabaquismo (fumador actual o no) de las listas de preselección de hogares **para todos los residentes seleccionados** de todos los hogares participantes. Para realizar el ajuste por falta de respuesta también se puede utilizar la información adicional disponible a partir de la selección de las unidades primarias de muestreo, como zona rural/urbana y región. Esta información complementaria sobre la muestra seleccionada se utilizará con el fin de producir tasas de respuesta mediante las variables seleccionadas para definir clases de ponderación. Es fundamental que no falte ninguna de las variables empleadas para los cálculos de la tasa de respuesta. Si falta o se desconoce la situación con respecto al tabaquismo, se debe imputar a ese miembro de la lista de preselección el estado de «no fumador» para el ajuste de ponderación ante la falta de respuesta de las personas.

3.3.2. Cálculo de ajustes por falta de respuesta con ejemplo ilustrativo

El sesgo de falta de respuesta de las estimaciones de características simples de la población tales como las medias, los totales y las proporciones se basa únicamente en los datos de los encuestados, y la ponderación básica viene parcialmente determinada por la covarianza relativa a los miembros de la población ($\sigma_{\pi y}$) entre la propensión (es decir, la probabilidad en un sentido estocástico) del *j*-ésimo miembro individual a responder (π_j) y las mediciones de la encuesta (Y_j) para aquello que se está estimando a partir de los datos de la encuesta (Lessler y Kalsbeek, 1992)⁶. Téngase en cuenta que, de forma temporal, consideramos a todos los individuos como miembros de la población en general y, por tanto, eliminamos la etiqueta para el hogar (*i*) del que el individuo es miembro.

Para poblaciones (a las que está dirigida la encuesta) de tamaño *N* (que se supone conocido), podemos

describir el sesgo debido a la falta respuesta de una estimación no ajustada ($\hat{y}_r = \frac{\hat{t}_r}{N} = \frac{\sum_{j=1}^N s_j r_j Y_j / p_j}{v}$) de la media de la población

($\bar{Y} = t / N$) como

$$\text{Sesgo}(\hat{y}_r) = \frac{\sigma_{\pi y}}{\bar{\pi}}, \quad (17)$$

donde para el *j*-ésimo miembro de la población, s_j es el indicador 0/1 para el suceso *S*, p_j es la probabilidad de selección general (es decir, $Pr\{s_j = 1\}$), r_j es el indicador 0/1 para el suceso *R* y $\bar{\pi}$ es la media de todas las propensiones de respuesta (π_j) en la población. Para ajustar la ponderación básica de un encuestado ante la falta de respuesta se requiere una estimación de la propensión del encuestado a responder. La inversa de (es decir, 1 dividido por) esta propensión estimada se convierte en el ajuste por falta de respuesta, que se multiplica por la ponderación básica del paso anterior para obtener una ponderación ajustada a la falta de respuesta para el encuestado.

⁶ Se utiliza el término «propensión» en lugar de «probabilidad» en relación con la falta de respuesta a la encuesta, ya que el presunto comportamiento estocástico, en lugar de la aleatorización explícita, decide el resultado del proceso que determina si un miembro de una muestra de la encuesta responde o no.

Más concretamente, el ajuste de las ponderaciones de la muestra ante la falta de respuesta requiere que se estime empíricamente cada valor de π_j en función de la experiencia de falta de respuesta en la muestra. Por tanto, el ajuste multiplicativo relativo a los miembros por falta de respuesta es simplemente el recíproco de la propensión de respuesta estimada para el encuestado:

$$A_j^{(nr)} = \hat{\pi}_j^{-1} \quad (18)$$

y la ponderación ajustada por falta de respuesta es

$$W_j^{(2)} = B_j A_j^{(nr)} \quad (19)$$

Por consiguiente, una cuestión clave en la realización de este ajuste es la estimación de las propensiones de respuesta individuales. Para el ajuste por falta de respuesta de la unidad se han utilizado dos métodos: las tasas de respuesta de clases de ponderación y las propensiones de respuesta predichas a partir de un modelo logístico ajustado. Dado que el método relativo a las clases de ponderación resulta más sencillo de aplicar y que, en general, no se ha determinado que el método de la propensión predicha sea superior en cuanto a su capacidad para controlar (**no** eliminar) el sesgo de falta de respuesta, el método recomendado para la encuesta GATS es el ajuste de clases de ponderación.

La estimación de las propensiones resulta ligeramente más complicada en la encuesta GATS, ya que la falta de respuesta puede producirse en la participación de los encuestados durante el muestreo tanto de hogares como de personas. Así pues, la propensión combinada de respuesta para el *j*-ésimo encuestado (π_j) tiene dos componentes multiplicativos que deben estimarse por separado, uno para tener en cuenta la propensión del hogar del encuestado a responder elaborando la lista de preselección de hogares ($\pi_j^{(HH)}$) y el otro para reflejar la propensión del encuestado a responder realizando la entrevista de la encuesta GATS una vez que se elige al encuestado de la lista de hogares ($\pi_j^{(personas)}$).

Con arreglo al método recomendado para ajustar la falta de respuesta, cada componente de propensión se estima para el *j*-ésimo encuestado como la tasa de respuesta para los miembros del subgrupo (es decir, la «clase») de miembros de la muestra seleccionada que presenten características y tendencias de respuesta similares a las del encuestado. El cálculo de la tasa de «respuesta» para los componentes relativos a los hogares y a las personas debe seguir las directrices relativas a las versiones ponderadas o no ponderadas de la tasa de respuesta RR1, con arreglo a la definición propuesta por la Asociación Estadounidense para la Investigación de la Opinión Pública (American Association of Public Opinion Research, 2009), y se presentan en el *Manual de diseño de la muestra de la encuesta GATS*. Las tasas de respuesta ponderadas que utilizan ponderaciones básicas son preferibles a las tasas de respuesta no ponderadas. En última instancia, compete a los países decidir cuáles utilizar. Empleando códigos de disposición de los hogares, la tasa de respuesta de los hogares calculada por separado para cada segmento de la muestra (véase la descripción a continuación) se calcula como

$$\text{Tasa de respuesta de los hogares} = \frac{[1]}{[1] + [3] + [4] + [5] + [6] + [9]} \quad (20)$$

donde:

- 1 = Cuestionario para hogares cumplimentado, una persona seleccionada
- 2 = Cuestionario para hogares cumplimentado, ninguna persona seleccionada
- 3 = Cuestionario para hogares parcialmente cumplimentado, no fue posible finalizar la lista de preselección (entrevista incompleta)
- 4 = Cuestionario para hogares no cumplimentado, no fue posible identificar a una persona adecuada para responder a la encuesta
- 5 = No había nadie en casa
- 6 = El hogar se niega a responder a la encuesta
- 9 = Otra falta de respuesta del hogar

Téngase en cuenta que el código de disposición de los hogares 2 está excluido tanto del numerador como del denominador de la tasa de respuesta de los hogares, ya que se considera que estos hogares no cumplen los requisitos para responder a la encuesta, independientemente de si se realiza o no la aleatorización de los hogares por género.

La tasa de respuesta de los hogares que se acaba de exponer excluye del denominador los hogares que no cumplen los requisitos para responder a la encuesta y supone que todos los hogares seleccionados cuya aptitud se desconoce (códigos de disposición final 3, 4, 5, 6, 9) reúnen los requisitos para participar en la encuesta GATS. Este criterio puede hacer que se subestimen las tasas de respuesta de los hogares si los hogares cuya aptitud se desconoce incumplen, en realidad, los requisitos para participar en la encuesta. Se recomienda que los países estimen esta proporción (e) calculando la tasa de aptitud conocida, que es el número de hogares que se sabe que cumplen los requisitos para responder a la encuesta (código de disposición 1) dividida por la suma del número de hogares que se conoce que cumplen y los que se conoce que incumplen los requisitos (código de disposición 2):

$$e^{hogares} = \frac{[1]}{[1]+[2]} \quad (21)$$

Si esta proporción para la muestra en su conjunto es inferior a 0,90, los países deben ajustar el componente desconocido de la tasa de respuesta de los hogares multiplicando los hogares cuya aptitud se desconoce (códigos de disposición final 3, 4, 5, 6, 9) por esta proporción (e). La siguiente fórmula se ajusta a la tasa de respuesta RR3 de la Asociación Estadounidense para la Investigación de la Opinión Pública (2009):

$$\text{Tasa de respuesta de los hogares} = \frac{[1]}{[1]+e^{hogares}[3+4+5+6+9]} \quad (22)$$

El correspondiente ajuste de clases de ponderación en el caso de los hogares ($A_{hi}^{(nr, HH)}$) se calcularía como uno dividido por la tasa de respuesta ponderada de los hogares para cada segmento de la muestra.

La tasa de respuesta de las personas se calcula dentro de subgrupos estratégicamente formados (véase la descripción más adelante) como:

$$\text{Tasa de respuesta de las personas} = \frac{[11]}{[11]+[12]+[14]+[15]+[16]+[17]} \quad (23)$$

donde:

- 11 = Cuestionario individual cumplimentado
- 12 = Entrevista incompleta
- 13 = Posteriormente se determinó que la persona seleccionada no cumplía los requisitos para participar en la encuesta GATS
- 14 = El encuestado seleccionado no se encuentra en casa
- 15 = El encuestado seleccionado se niega a responder a la encuesta
- 16 = El encuestado seleccionado no es competente
- 17 = Otra falta de respuesta del individuo

La tasa de respuesta de las personas que se acaba de exponer excluye del denominador a los individuos que no cumplen los requisitos para responder a la encuesta (código de disposición final 13) y supone que todos los individuos seleccionados cuya aptitud se desconoce (código de disposición final 14) reúnen los requisitos para participar en la encuesta GATS. Este criterio puede hacer que se subestimen las tasas de respuesta de las personas si los entrevistadores seleccionan a menudo a encuestados que, una vez iniciada la entrevista, se descubre que no cumplen los requisitos para realizar la encuesta. Se recomienda que los países estimen la proporción de los encuestados seleccionados de la lista de preselección que realmente reúnan las condiciones para responder a la encuesta de la encuesta GATS (e) utilizando frecuencias ponderadas de los códigos de disposición como sigue:

$$e_{personas} = \frac{[11]+[12]+[15]+[16]+[17]}{[11]+[12]+[13]+[15]+[16]+[17]} \quad (24)$$

Si esta proporción para la muestra en su conjunto es inferior a 0,90, los países deben ajustar el componente desconocido de la tasa de respuesta de las personas multiplicando las personas cuya aptitud se desconoce (código de disposición final 14) por esta proporción (e). La siguiente fórmula se ajusta a la tasa de respuesta RR3 de la Asociación Estadounidense para la Investigación de la Opinión Pública (2009):

$$\text{Tasa de respuesta de las personas} = \frac{[11]}{[11]+[12]+[e_{personas}[14]]+[15]+[16]+[17]} \quad (25)$$

El componente de ajuste correspondiente a las personas ($A_{hj}^{(nr, person)}$) del ajuste de clases de ponderación para la j -ésima persona en el i -ésimo hogar se calcularía como uno dividido por la tasa de respuesta ponderada de las personas.

Los ajustes basados en tamaños de subgrupos o agrupamientos de tamaño reducido pueden sufrir variaciones considerables y generar valores de ajuste excesivamente elevados. Por tanto, se establecerá un límite superior de 3,00 en todos los ajustes de clases de ponderación calculados para las personas y los hogares. Los valores superiores a 3,00 en cualquiera de los componentes de la ponderación de ajuste se limitarán a 3,00.

RECOMENDACIÓN:

Todo componente de ajuste por falta de respuesta de los hogares o las personas que sea superior a 3,00 debe establecerse en 3,00.

Por último, los componentes pertinentes relativos a los hogares ($A_{hi}^{(nr, hogares)}$) y el componente relativo a las personas ($A_{hj}^{(nr, personas)}$) del ajuste para la j -ésima persona en el i -ésimo hogar deben multiplicarse para obtener el ajuste combinado por falta de respuesta para ese encuestado ($A_j^{(nr)}$).

La elección de las características que se utilizarán en la definición de los subgrupos (es decir, las «clases de ponderación») para cada componente reviste una importancia estratégica, ya que la reducción del sesgo asociada con este método está directamente relacionada con el grado de correlación entre la tasa de respuesta y el parámetro de interés para estas clases (Kalton, 1983). En la mayoría de las situaciones, las clases de ponderación se definen mediante la clasificación cruzada de varias variables categóricas (por ejemplo, o variables continuas que se hayan categorizado, como la edad en años individuales dividida en varias categorías definidas por grupos de edad). Estos subgrupos pueden ser estratos de muestreo o grupos de muestras o estar definidos por

otra información conocida para todos los miembros de la muestra seleccionados. Para las muestras de la encuesta GATS, recomendamos que las clases de ponderación para el componente relativo a los hogares del ajuste por falta de respuesta se definan por el conjunto de hogares seleccionados dentro de los «segmentos» de la muestra. Para los países que hayan seleccionado agrupamientos geográficos para el establecimiento directo de listas de hogares en una etapa, las unidades primarias de muestreo incluidas en la muestra serán las clases de ponderación para el componente relativo a los hogares. Para el componente relativo a las personas del ajuste por falta de respuesta, recomendamos que las clases de ponderación se definan por separado para cada región para la que se requieran estimaciones de la encuesta GATS y 8000 encuestados (o 4000, según proceda). Además, se debe utilizar para el ajuste la región mediante una combinación de las siguientes variables relativas a las clases de ponderación en el caso de las personas, o todas ellas: urbana/rural y la edad notificada en la lista de preselección (15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55 o más), género (hombre, mujer) y situación actual con respecto al tabaquismo (fumador, no fumador). En el caso de que no deban elaborarse estimaciones regionales, las clases de ponderación para los componentes relativos a las personas pueden estar formadas por una combinación de las variables zona urbana/rural, género, edad y situación con respecto al tabaquismo.

Una vez que se hayan constituido las clases de ponderación para cada componente, las dos contribuciones multiplicativas al ajuste de clases de ponderación para la encuesta GATS se calcularían para \mathcal{R} de la siguiente manera. En los ejemplos siguientes, los numeradores y denominadores son sumas de ponderaciones básicas. Para el componente relativo a los hogares, si todos los $H_{\alpha\cdot} = 56$ hogares seleccionados en la unidad primaria de muestreo α -th en los que se encuentra el hogar de \mathcal{R} reúnen los requisitos para participar en el estudio y la suma de las ponderaciones básicas entre estos hogares es de 170 013,3, y $r_{\alpha\cdot}^{(HH)} = 50$ de ellos aceptan participar en el estudio (total ponderado entre ellos = 156 261,9), entonces el componente relativo a los hogares del ajuste ponderado por falta de respuesta se calcularía a partir de la experiencia de respuesta ponderada para la muestra de hogares seleccionada en la unidad primaria de muestreo o el segmento en el que se encuentra el hogar de \mathcal{R} . Para este ejemplo, supongamos que hemos constatado que e^{hogares} superó el 90%, lo que nos permite utilizar la fórmula (20) anterior. La tasa de respuesta ponderada de los hogares de la clase de ponderación para \mathcal{R} (residente en el i -ésimo hogar) es

$$RR_h^{(\text{ponderada,HH})} = \hat{\pi}_{hi}^{(wca,HH)} = \sum_{i=1}^{r_{\alpha\cdot}^{(HH)}} B_{hi} / \sum_{i=1}^{H_{\alpha\cdot}} B_{hi} = \frac{156\,261,9}{170\,013,3} = 0,9191 \quad (26)$$

RECOMENDACIÓN:

Formar celdas de clases de ponderación para el componente relativo a las personas del ajuste por falta de respuesta según el sexo, la edad y la situación actual con respecto al tabaquismo notificados en la lista de preselección; también por región si se necesitan estimaciones regionales de calidad.

Por tanto, el componente relativo a los hogares del ajuste de clases de ponderación para \mathcal{R} (residente en el i -ésimo hogar) se calcularía como

$$A_{hi}^{(nr,hogares)} = \frac{1}{[\hat{\pi}_{hi}^{(wca,HH)}]} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{\alpha} B_{hi} / \sum_{i=1}^{H\alpha} B_{hi}} = \frac{1}{0,9191} = 1,088 \quad (27)$$

donde B_{hi} son ponderaciones básicas variables para los hogares dentro de la h -ésima clase de ponderación.

Si se hubiera determinado que menos del 90% de los hogares que proporcionaban información sobre el cumplimiento de los criterios para participar en la encuesta GATS cumplía dichos criterios en el conjunto del país, el componente desconocido sobre el cumplimiento de los criterios en el caso de los hogares se habría multiplicado por (e) y se habrían obtenido tasas de respuesta ligeramente más altas y, en consecuencia, ajustes más bajos para los hogares.

El componente de ajuste relativo a los hogares (1088) es inferior a 3,00, por lo que no es necesario limitar el valor del ajuste.

La tasa de respuesta ponderada de las personas debe calcularse utilizando la fórmula (23) si la proporción (e) de personas seleccionadas que reúnen las condiciones para cumplimentar el cuestionario de la encuesta GATS es de 0,90 o superior. Si (e) es menor que 0,90, se debe utilizar la fórmula (25) para calcular la tasa de respuesta de las personas. Al igual que con el componente de ajuste relativo a los hogares, el componente de ajuste correspondiente a las personas para \mathcal{R} es 1 dividido por la tasa de respuesta ponderada para la clase de ponderación de \mathcal{R} . Supongamos ahora que \mathcal{R} es una mujer urbana y fumadora en la región X, y que es una de las $r_h = 680$ encuestadas (número ponderado = 119 009 025) entre los $n_h = 771$ residentes del hogar (valor ponderado = 134 935 233) en la clase de ponderación correspondiente a las personas que consta de los residentes de todos los hogares seleccionados en la región X que son mujeres actualmente fumadoras y residentes en zonas urbanas. Supongamos, además, que la tasa de respuesta ponderada para la clase de ponderación de \mathcal{R} es

$$RR_h^{(ponderada,person)} = \hat{\pi}_{hj}^{(wca,personas)} = \sum_{j=1}^{680} B_{hj} / \sum_{j=1}^{771} B_{hj} = \frac{119\,009\,025}{134\,935\,233} = 0,8820 \quad (28)$$

El componente de ajuste correspondiente a las personas para \mathcal{R} se calcula, por tanto, como

$$A_{hj}^{(nr,personas)} = \frac{1}{[\hat{\pi}_{hj}^{(wca,personas)}]} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{680} B_{hj} / \sum_{j=1}^{771} B_{hj}} = \frac{1}{0,8820} = 1,1338 \quad (29)$$

El componente de ajuste correspondiente a las personas también es menor que 3,00, por lo que no es necesario limitar el valor. El ajuste final para \mathcal{R} por falta de respuesta es

$$A_j^{(nr)} = \frac{1}{\pi_j^{(wca)}} = \frac{1}{\left[\frac{\pi_i^{(wca,HH)}}{\pi_j^{(wca,HH)}}\right]\left[\frac{\pi_j^{(wca,HH)}}{\pi_j^{(wca,HH)}}\right]} = [A_i^{(nr,hogares)}][A_j^{(nr,personas)}] = [1,0880] \cdot [1,1338] = 1,2336 \quad (30)$$

Recordando el valor de la ponderación básica y el ajuste final por falta de respuesta para \mathcal{R} , la ponderación de la muestra ajustada por falta de respuesta para \mathcal{R} se calcula como

$$W_j^{(nr)} = [B_j] \cdot [A_j^{(nr)}] = [12\ 501,3081] \cdot [1,2336] = 15\ 421,61 \quad (31)$$

3.4. Ajuste de calibración posterior a la estratificación

3.4.1. Elementos que se necesitan para realizar este paso del cálculo

- Recuentos de frecuencia de la población, a partir de recuentos censales realizados dentro de los cinco años posteriores a la entrevista u otra fuente fiable de datos de población actualizados, de personas de 15 años o más conjuntamente mediante variables categóricas relacionadas con el hábito de fumar y el desequilibrio de la muestra restante (por ejemplo, cobertura). Algunas de las posibles variables de calibración son el género, la educación, la edad, la zona urbana o rural y la región, si se dispone de recuentos de población regional y los tamaños de las muestras de encuestados son lo suficientemente grandes a nivel regional como para producir estimaciones regionales de calidad (se recomienda contar con 8000 encuestados).
- Preguntas y categorías de respuesta formuladas de manera comparable sea cual sea el género de los encuestados; además, el cuestionario de la encuesta GATS debe incluir preguntas relativas al nivel educativo.
- Ponderaciones ajustadas por falta de respuesta ($W_j^{(nr)}$) para todos los encuestados de la muestra.

Cálculo de ajustes posteriores a la estratificación con ejemplo ilustrativo

Si bien los dos tipos de ajustes por falta de respuesta que se acaban de describir resultan eficaces para compensar el desequilibrio de la muestra debido a las variables empleadas para definir las clases de ponderación y las propensiones de respuesta del modelo, puede haber otras características importantes de la muestra para las que no se haya realizado ningún ajuste. Por ejemplo, es posible que se den características adicionales de la muestra elegida para las que se hayan obtenido tasas de respuesta diferenciales. También puede haber características de la población para las que existan tasas de cobertura del marco diferenciales, y pueden producirse variaciones en el tamaño de la muestra seleccionada en características distintas de aquellas en las que se estratificó el proceso de selección de la muestra. Una solución común para tener en cuenta este desequilibrio restante consiste en calibrar aún más la muestra, pero esta vez aplicando la calibración a la población de la que se extrajo la muestra.

Deville y Sarndal (1992) fueron los primeros que acuñaron el término «calibración» junto con la ponderación de la muestra, pero, de hecho, los métodos que restringen el comportamiento de las ponderaciones existen desde hace más de 60 años. En principio, el objetivo de un ajuste de ponderación por calibración es armonizar las cantidades de los datos de la muestra con los recuentos correspondientes en la población a la que está dirigida la encuesta. La estratificación posterior y el

rastrillado fueron importantes métodos empleados al principio para calibrar la ponderación, y se puede demostrar que son aplicaciones especiales del marco de calibración generalizado por Deville y Sarndal (1992). Ambas se siguen usando de manera habitual hoy en día.

La función de la calibración depende de qué otros ajustes se realicen, en su caso, y del orden en que se apliquen. Por ejemplo, cuando el orden de los tres únicos ajustes es, en primer lugar, la falta de respuesta y seguidamente la calibración, el ajuste de calibración corrige cualquier desequilibrio de la muestra que no haya quedado resuelto específicamente mediante el ajuste por falta de respuesta. Por otro lado, si solo es factible efectuar un ajuste de calibración, se convierte en el único ajuste para todas las fuentes de desequilibrio de la muestra.

El conjunto final de ponderaciones puede calibrarse según la distribución de la población a partir de datos poblacionales procedentes de una fuente externa estadísticamente superior (por ejemplo, el censo más reciente o los resultados de otra encuesta nacional contemporánea con estimaciones del tamaño de la población de igual o mayor calidad). También se pueden someter a calibración las proyecciones de población generalmente aceptadas que gocen de buena reputación. En caso de que el censo más reciente tenga una antigüedad de cinco años o más en la fecha de recogida de datos de la encuesta GATS, deben tenerse en cuenta otras fuentes de datos de ajuste. Es posible que los países que no dispongan de fuentes de datos de calibración o cuyas fuentes no estén actualizadas no puedan llevar a cabo este paso de ajuste. En tal caso debe consultarse a los puntos de contacto de los CDC en los países y a los estadísticos del Centro de Coordinación de Datos y el Comité de Revisión de la Muestra. Este paso consiste esencialmente en ajustar la muestra ponderada (basada en $W_j^{(nr)}$ de la muestra de la encuesta GATS) a la distribución de la población de un conjunto de variables de calibración categóricas de una de estas dos maneras: 1) mediante la *estratificación posterior* (o ponderación de celdas) de la distribución de la población conjunta o clasificada de forma cruzada para estas variables o 2) mediante el *rastrillado* (o ajuste proporcional iterativo) de modo que los márgenes de las distribuciones de población conjuntas de estas variables coincidan con los de la población. Aunque es probable que la variación de las ponderaciones ajustadas finales sea algo menor con el rastrillado, los tamaños previstos relativamente mayores de las muestras de la encuesta GATS se prestarán más fácilmente a la estratificación posterior, que calibra con mayor precisión la muestra a la población y, por tanto, constituye el método de calibración recomendado para la encuesta GATS. A continuación se proporcionan instrucciones detalladas sobre el uso de la estratificación posterior. Los estadísticos de los países interesados en utilizar procedimientos de rastrillado deben ponerse en contacto con los puntos de contacto de los CDC en los países y con el Comité de Revisión de la Muestra antes de proceder.

Al igual que con otros ajustes, la calibración resulta especialmente eficaz cuando las variables utilizadas para definir las distribuciones de control están altamente correlacionadas con variables clave del estudio. Aunque el conjunto más adecuado de predictores a menudo difiere entre las variables de estudio en las encuestas relacionadas con la salud, el género y la educación son, por lo general, buenos predictores del comportamiento relativo al consumo de tabaco y, por tanto, constituyen una buena opción para las muestras de la encuesta GATS. Otras posibles variables de calibración son la edad, la residencia rural/urbana y la región, si los tamaños de la muestra son suficientes para la estimación regional. La residencia rural/urbana debe reemplazar al nivel educativo en la definición de las celdas de ajuste de calibración siempre que se piense que las comparaciones entre el entorno urbano y rural revisten mayor importancia que los beneficios para la calibración de la educación como predictor del consumo de tabaco. En última instancia, la ponderación final de análisis (W_j) para el registro de

datos del j -ésimo encuestado se obtiene de la ecuación (1) como $W_j = B_j A_j^{(nr)} A_j^{(cov)} A_j^{(cal)}$, donde $A_j^{(cal)}$ se calcula utilizando alguna estrategia de calibración. Téngase en cuenta que $A_j^{(cov)} = 1$, puesto que no se recomienda ningún ajuste específicamente para la cobertura del marco.

El ajuste posterior a la estratificación (APE) se lleva a cabo dividiendo en primer lugar el conjunto completo de encuestados de la muestra que realizaron la encuesta en celdas de ajuste de calibración definidas por una categorización multifacética de varias variables de calibración demográficas que se sabe que son predictivas de los parámetros clave del consumo de tabaco en la población a la que está dirigida la encuesta (dos posibilidades son, por un lado, educación x género y, por otro, edad x género x educación). Algunas variables de calibración son más predictivas que otras. Una indicación cuantificable de la capacidad predictiva es el nivel de significación estadística del coeficiente de regresión logística en la predicción de variables dicotómicas importantes (0/1) de consumo de tabaco. A continuación, se calcula un factor de ajuste de calibración dentro de cada celda de ajuste como la relación entre dos valores. El valor del numerador es un recuento considerado fiable (proporcionado, por ejemplo, por un censo reciente) del número de los miembros de la población a la que está dirigida la encuesta incluidos en la celda. El valor del denominador es la suma de las ponderaciones ajustadas ante la falta de respuesta para todos los encuestados incluidos en la celda, que es una estimación del recuento de la población a la que está dirigida la encuesta (numerador). Es probable que la relación resultante se sitúe en torno a 1,00. Un APE <1,00 sugiere que la muestra sobrerrepresenta a los miembros de la población en esa celda, mientras que un APE >1,00 indica que los miembros de la población están infrarrepresentados por la muestra en esa celda. El producto del APE por la ponderación ajustada por falta de respuesta compensa cualquier sobrerrepresentación o infrarrepresentación en la celda, de modo que la distribución ponderada final de la muestra entre el conjunto de celdas de ajuste coincidirá exactamente con la distribución de la población entre las celdas, calibrando así la muestra ponderada final de encuestados a la población a la que está dirigida la encuesta.

RECOMENDACIÓN:

Crear celdas de ajuste para la estratificación posterior según el sexo, la edad y el nivel educativo notificados por el encuestado; también por región si se necesitan estimaciones regionales de calidad. La residencia rural/urbana debe reemplazar al nivel educativo en la definición de las celdas de ajuste de calibración siempre que se piense que las comparaciones entre el entorno urbano y rural revisten mayor importancia que los beneficios para la calibración de la educación como predictor del consumo de tabaco.

Como se ha indicado anteriormente, las variables predictoras que recomendamos (como mínimo) para la calibración de la muestra de la encuesta GATS son el género del encuestado (hombre o mujer) y cuatro categorías del nivel de educación formal finalizada por el encuestado. Las categorías de educación deben definirse de modo que la distribución porcentual marginal entre las categorías sea lo más cercana posible a la uniformidad (es decir, en torno al 25% de la población incluida en cada grupo según el censo u otra fuente externa estadísticamente superior).

En algunos casos, el número de encuestados en una celda de ajuste es inferior a algún umbral mínimo (por ejemplo, menos de 50). Para evitar valores extremos específicos de la celda del ajuste posterior a la estratificación debido al pequeño tamaño de la muestra de encuestados en la celda, es aconsejable estudiar la posibilidad de combinar o fusionar cada celda que incluya una muestra reducida con otra(s) celda(s). Este proceso de combinación se denomina «fusión» de celdas. La pregunta es: «¿con qué celda(s) debe fusionarse una celda pequeña?». Dado que la estratificación posterior está vinculada conceptualmente al muestreo estratificado, Kish (1965) aconseja combinar celdas (como sucede con los estratos de muestreo) que sean similares (es decir, que contengan medios comparables para los parámetros clave del consumo de tabaco en la encuesta GATS). Esto se traduce en la fusión de categorías de variables de calibración que son menos predictivas [es decir, que presentan los coeficientes de regresión logística más bajos en la predicción de variables dicotómicas importantes (0/1) de consumo de tabaco]. Así, por ejemplo, si hay una celda con una muestra reducida para los varones de más edad con el menor nivel de educación formal y se sabe que la edad es la variable de calibración menos predictiva, esta celda debe fusionarse con la siguiente que contenga los varones del siguiente grupo de la mayor edad y con el menor nivel de educación formal, siempre que se alcance el recuento mínimo exigido en las celdas fusionadas. Si se debe fusionar más de una celda con la celda que contiene la muestra pequeña, se podría recurrir a la siguiente celda hacia arriba o hacia abajo para la variable menos predictiva, o considerar la posibilidad de fusionarla con la segunda variable de calibración más predictiva, según se ha descrito anteriormente. El objetivo último es que todas las celdas superen el tamaño mínimo normalizado requerido para la muestra.

Retomamos el ejemplo del cálculo de ponderaciones para el encuestado ficticio \mathcal{R} de la encuesta GATS, que se asignaría a la celda de ajuste de calibración, la cual incluye a encuestados de la región X que son mujeres y pertenecen la misma categoría de educación que \mathcal{R} . Si se determina que el recuento de población de las personas con estas características según el último censo es $N_h = 2\,724\,182$ y la suma ponderada de la muestra con estas características es $\sum_{j=1}^{r_h} W_{hj}^{(nc)} = 2\,919\,669,3442$, entonces el ajuste posterior a la estratificación ($A_j^{(cal)}$) se calcula para \mathcal{R} y todos los demás encuestados de la encuesta GATS en la celda de ajuste de calibración de \mathcal{R} como

$$A_j^{(cal)} = \frac{N_h}{\sum_{j=1}^{r_h} W_{hj}^{(nc)}} = \frac{2\,724\,182}{2\,919\,669,3442} = 0,9330, \quad (32)$$

donde N_h es el recuento de población según la fuente externa de datos de recuento de población, de forma que $N = \sum_{h=1}^H N_h$ es el tamaño total de la población según lo indicado por la fuente de calibración externa y r_h es el tamaño de la muestra de encuestados en la celda de ajuste. Téngase en cuenta que $A_j^{(cal)}$ es igual que para todos los encuestados incluidos en la celda de ajuste «h». Al verificar el conjunto de ajustes ($A_j^{(cal)}$) entre todas las celdas de ajuste al final de este paso, se debe observar que la mayoría

son ligeramente mayores o menores que 1, y que los segmentos de la población que todavía estaban infrarrepresentados en la muestra después del ajuste por falta de respuesta presentan valores mayores que 1 y los que estaban sobrerrepresentados tienen valores menores que 1.

Al multiplicar la ponderación existente para \mathcal{R} por el ajuste para la celda de ajuste de \mathcal{R} ($A_j^{(cal)}$), la ponderación ajustada final para \mathcal{R} (que se añade al registro de datos de \mathcal{R} en el archivo de análisis) será

$$W_j = W_j^{(nr)} \cdot A_j^{(cal)} = [15\,421,61] \cdot [0,9339] = 14\,402,24 \quad (33)$$

y la distribución de las frecuencias relativas ponderadas de la muestra utilizando esta ponderación final coincidirá con la distribución de la población correspondiente con respecto a las variables de calibración; es decir,

$$\sum_{j=1}^{r_h} W_{hj} / \sum_{h=1}^H \sum_{j=1}^{r_h} W_{hj} = N_h / N \quad (34)$$

Esta ecuación se puede utilizar para verificar los cálculos realizados a efectos de obtener este ajuste.

Método alternativo

En los países con tamaños de muestra de encuestados más pequeños y un muestreo mayor desproporcionado por región, el rastreado puede ser una alternativa más práctica a la estratificación posterior. Deming y Stephan (1940) fueron los primeros que propusieron el rastreado para forzar las sumas de las ponderaciones ajustadas finales a fin de que coincidan con totales categóricos marginales para un conjunto de variables de calibración (pero no para celdas de clases cruzadas). Comenzando con el mismo tipo de configuración multifacética de variables de calibración categórica que en la estratificación posterior, cada iteración del rastreado implica forzar por separado las sumas de las categorías para cada variable a fin de igualar los totales categóricos correspondientes a la población (véase Kalton y Flores-Cervantes, 2003, para consultar un ejemplo de cálculo relacionado con este caso cuando hay dos variables de calibración). Los países a los que interese usar el rastreado en lugar de la estratificación posterior para calibrar las ponderaciones finales de la encuesta GATS deben estudiar esta alternativa con el punto de contacto de los CDC en cada país y con el Comité de Revisión de la Muestra.

4. Garantizar la calidad de las ponderaciones de la muestra en la encuesta GATS

A fin de garantizar una elaboración coherente y precisa de las ponderaciones de la muestra para la encuesta GATS en los diferentes países, en la parte final del presente manual ofrecemos varias sugerencias sobre la manera de obtener dicha garantía.

4.1. Documentar de forma rigurosa la selección de la muestra y las probabilidades conexas

Nunca se insistirá lo suficiente en la importancia de documentar de forma rigurosa el proceso de selección que se sigue en cada etapa del muestreo durante el proceso de selección de la muestra de la encuesta GATS. Por tanto, es fundamental que el personal técnico de cada país de la encuesta GATS se comprometa firmemente a realizar esta labor de documentación. Hay varias maneras de asegurar que esta documentación sea completa y plenamente útil para el cálculo de ponderaciones. En primer lugar, una vez que se establezca el algoritmo de selección para cada paso, el personal debe consultar un manual de muestreo de reconocido prestigio a fin de encontrar la fórmula computacional correcta para la estrategia de selección utilizada. Algunas estrategias de selección comúnmente utilizadas en las muestras de encuestas son el muestreo aleatorio simple, el muestreo sistemático, el muestreo basado en la extracción de un individuo al azar, el muestreo sistemático con probabilidad proporcional al tamaño, el muestreo con probabilidad proporcional al tamaño sin reemplazamiento y el muestreo con probabilidad proporcional al tamaño con reemplazamiento. Pueden consultarse, por ejemplo, los manuales de Hansen, Hurwitz y Madow (1953), Kish (1965), Raj (1968), Cochran (1977), Sukhatme *et al.* (1984) y Lohr (1999). En segundo lugar, se debe contar con los medios necesarios para calcular estas probabilidades de selección con el fin de poder realizar los cálculos correctos a medida que se produce la selección. En la práctica, esto significa que se prefiere la selección computadorizada a la manual y que el código informático para realizar la selección de la muestra también debe incluir pasos para calcular y almacenar las probabilidades de selección al mismo tiempo que se eligen los miembros individuales de la muestra. También significa que, si algunas de las etapas del muestreo deben realizarse manualmente, los formularios utilizados para la selección de la muestra deben ofrecer un modo de garantizar que toda la información necesaria para calcular la probabilidad de selección para dicha etapa se pueda generar en ese momento, o más tarde si es preferible que así sea. En tercer lugar, se debe asignar a un miembro del personal técnico en el país la responsabilidad general de velar por que las probabilidades de selección se calculen de manera correcta y oportuna, y que se almacenen adecuadamente para su uso cuando llegue el momento de producir las ponderaciones. En cuarto lugar, los procedimientos y fórmulas utilizados para calcular todos los componentes de las ponderaciones de la muestra deben planificarse y documentarse con suficiente detalle antes de iniciar el proceso de cálculo de las ponderaciones, de forma que otro miembro competente del personal técnico que no trabaje en la encuesta GATS pueda efectuar correctamente el proceso de cálculo de ponderaciones. Este conjunto de especificaciones de planificación específicas para cada país relativas al cálculo de las ponderaciones de la encuesta GATS debe modificarse al concluir el proceso de cálculo de las ponderaciones con el fin de que sirva como documentación definitiva de las ponderaciones de la encuesta GATS. Por último, la documentación del proceso de ponderación debe ponerse a disposición de los asociados y del comité de muestreo de la encuesta GATS.

4.2. Controlar el efecto estadístico adverso de las ponderaciones variables

Kish (1965) ha demostrado que una variación de las ponderaciones (w) de la muestra (s) puede aumentar la varianza de las estimaciones de la encuesta por un factor de efecto multiplicativo ($Meff$). Por ejemplo, si $\bar{w} = 12\,394,0091$ es la media muestral de las ponderaciones finales ajustadas, \bar{W}_j , y $s_{\bar{W}}^2 = (5463,3760)^2$ es la varianza de estas mismas ponderaciones entre los miembros de la muestra de la encuesta GATS de la que forma parte el encuestado ficticio \mathcal{R} , entonces

$$Meff_w = 1 + \frac{s_{\bar{W}}^2}{\bar{w}^2} = 1 + \left(\frac{5463,3760}{12\,394,0091} \right)^2 = 1,1943 \quad (35)$$

Algunos de los factores que contribuyen a esta variación son características del diseño de la muestra destinadas a reducir la varianza de las estimaciones (por ejemplo, la asignación de la muestra entre estratos), mientras que otros son el resultado de estrategias para controlar el sesgo en estas estimaciones (por ejemplo, ajustes por falta de respuesta y calibración de la muestra). Para controlar eficazmente esta variación es necesario lograr un difícil equilibrio entre la reducción del efecto adverso de $Meff_w$ en la precisión de las estimaciones y la minimización del cambio en los beneficios que ofrece el ajuste de las ponderaciones en cuanto a la reducción del sesgo.

El método recomendado para tratar el efecto de las ponderaciones variables relativas a las muestras de la encuesta GATS será monitorear el $Meff_w$ en el caso de las

ponderaciones ajustadas finales (\bar{W}_j), y consultar al personal central de la encuesta GATS si $Meff_w > 2,00$. Esta consulta puede dar lugar al uso de diversas estrategias existentes (por ejemplo, el truncamiento de las ponderaciones) para restringir el tamaño de los ajustes de ponderación o al uso de diversas estrategias de «recorte» de las ponderaciones. Por ejemplo, Kalton y Flores-Cervantes (2003) describen el proceso de colapsar aún más las celdas para restringir el tamaño de los ajustes producidos por el conjunto final de celdas. Este método preventivo podría emplearse para controlar el tamaño de los ajustes por falta de respuesta, pero también podría utilizarse para restringir el tamaño de los ajustes de calibración como un método intermedio entre la estratificación posterior y el rastreado (véase Deville y Sarndal, 1992). Por otro lado, Potter (1988; 1990; 1993) analiza varios métodos de recorte que crean múltiples conjuntos de ponderaciones recortadas a partir de diversos niveles de recorte y luego eligen el conjunto de ponderaciones recortadas con el menor error cuadrático medio para las principales estimaciones de la encuesta. Una desventaja de este método es que las ponderaciones recortadas que producen el menor error cuadrático medio para una encuesta pueden no producir el mismo resultado para otra estimación.

RECOMENDACIÓN:

Controlar el efecto de las ponderaciones variables mediante el monitoreo de su efecto multiplicativo en la varianza de las estimaciones de la encuesta; consultar con el personal de la encuesta GATS cuando sea necesario.

4.3. Seguir atentamente los procedimientos de cálculo y los controles de calidad recomendados en este manual

El objetivo del presente manual es proporcionar orientaciones para la elaboración de una estrategia relativa al cálculo de las ponderaciones en cada muestra de la encuesta GATS y garantizar que la estrategia pueda aplicarse con éxito con el fin de que los analistas de los datos de la encuesta GATS puedan estar seguros de que las ponderaciones que están utilizando contribuirán a producir las mejores estimaciones de población posibles en lo que respecta al consumo de tabaco. Para respaldar el logro de este objetivo, hemos proporcionado un conjunto de procedimientos específicos que pueden producir ponderaciones muestrales para los datos de la encuesta GATS que cumplan las normas más estrictas de la investigación por encuesta y, si se aplican de manera uniforme en todos los países de la encuesta GATS, contribuirán a garantizar la calidad de las comparaciones de las conclusiones entre países. Al describir los pasos para el cálculo de las ponderaciones, también hemos sugerido o planteado de forma implícita diversas formas de asegurar la calidad de las ponderaciones de la muestra. Son las siguientes:

RECOMENDACIÓN:

Seguir los pasos recomendados para la ponderación y realizar las comprobaciones sugeridas durante el cálculo.

1. Contar con alguna persona que no participe en el cálculo de las ponderaciones de la encuesta GATS pero que esté familiarizada con el contenido del protocolo recomendado descrito en el presente manual, para que verifique la labor de las personas que han producido las ponderaciones durante el proceso de cálculo. Lo ideal es que esta comprobación se efectúe una vez finalizada cada etapa (es decir, el cálculo de las ponderaciones básicas, el cálculo del ajuste por falta de respuesta y el cálculo del ajuste de calibración), en lugar de realizar la comprobación al final de todo el proceso.
2. Determinar si el tamaño promedio de las ponderaciones básicas (B_j), dividido por el tamaño promedio de las ponderaciones ajustadas por falta de respuesta ($W_j^{(nr)}$), es aproximadamente igual a la tasa de respuesta general final RR1 descrita en la *sección 3.2* del presente manual.
3. Utilizar la ecuación (34) para confirmar que la distribución ponderada mediante las ponderaciones calibradas finales (\bar{W}_j) coincide (para cada celda de ajuste de calibración) con la distribución de la población para la que se calibraron las ponderaciones.
4. Téngase en cuenta que la suma de las ponderaciones ajustadas finales (\bar{W}_j) sobre la muestra total debe ser el tamaño del recuento total de la población (de personas mayores de 15 años) de la fuente utilizada para la calibración. Si esa fuente fue el último censo, entonces esta suma de ponderaciones debe ser el recuento de población del último censo.
5. Confirmar que los ajustes posteriores a la estratificación ($A_j^{(cal)}$) generados por el conjunto de celdas de ajuste son, en su mayoría, ligeramente mayores o menores que 1.

4.4. Elaborar un documento escrito detallado en el que se describa el proceso de cálculo de ponderaciones utilizado en la práctica

Al igual que sucede con la mayoría de las actividades en materia de encuestas a gran escala que se planifican y a continuación se ejecutan, el plan que se presenta (es decir, en esencia, el contenido de este manual si se sigue el proceso de cálculo de ponderaciones recomendado) a menudo difiere en cierta medida de lo que realmente se lleva a cabo. Pueden producirse desviaciones con respecto a lo previsto en el plan a la hora de producir las ponderaciones en cada uno de los tres pasos para el cálculo de dichas ponderaciones. Por ejemplo, si se utiliza otro método acreditado para la selección del encuestado dentro del hogar, el cálculo de la probabilidad condicional de seleccionar al encuestado dentro de un hogar participante en la encuesta GATS se calcularía de conformidad con el método de reemplazamiento. Para evitar la pérdida de datos sobre esta importante actividad de análisis previo en la encuesta GATS, la documentación detallada por escrito del proceso de ponderación real siguiendo el mismo esquema básico descrito en este manual debe ultimarse inmediatamente después del cálculo de las ponderaciones, y a continuación debe pasar a integrarse con carácter permanente en la documentación que se utilice para todas las actividades relacionadas con las encuestas llevadas a cabo en el marco de la encuesta GATS. Este documento se utilizará para efectuar una evaluación formal del proceso de ponderación y calibración por parte de bioestadísticos de las dependencias de investigación de encuestas y, en última instancia, se incluirá en el informe final de cada país como un registro permanente de los métodos empleados en la encuesta GATS. Para obtener información detallada sobre el formato y los cálculos específicos necesarios para este examen, consúltese el manual *Garantía de la calidad de la encuesta GATS: directrices y documentación*. No se deben divulgar públicamente los resultados ponderados de los datos nacionales hasta que se revise esta documentación y se acredite formalmente que cumple las normas de calidad aplicables al cálculo de ponderaciones establecidas en el presente manual.

RECOMENDACIÓN:

Elaborar un documento escrito en el que se detalle el método de cálculo empleado en las ponderaciones para cada país de la encuesta GATS.

4.5. Consultar con el personal de la Oficina Central de la encuesta GATS durante el proceso de ponderación

Por último, el personal central de la encuesta GATS debe prestar apoyo en el proceso de cálculo de ponderaciones de las muestras en cada país participante en la encuesta GATS. Este apoyo incluirá la aclaración de los métodos del procedimiento establecidos en este manual, así como la asistencia en la solución de problemas imprevistos que surjan durante este importante conjunto de tareas relacionadas con las encuestas.

5. Bibliografía

- American Association for Public Opinion Research. 2009. Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys. 6.^a edición. American Association of Public Opinion Research.
- Berry, C.C., Flatt, S. W. y Pierce, J. P. (1996). «Correcting Unit Nonresponse via Response Modeling and Raking in the California Tobacco Survey». *Journal of Official Statistics*, 12(4), págs. 349 a 363.
- Cochran, W. G. (1977). *Técnicas de muestreo*, Compañía Editorial Continental. México, D. F., 1980.
- Deming, W. E. y Stephan, F. F. (1940). «On the Least Squares Adjustment of a Sample Frequency Table When the Expected Marginal Totals are Known». *Annals of Mathematical Statistics*, 11(4), págs. 427 a 444.
- Deville, J. C. y Sarndal, C. E. (1992). «Calibration Estimators in Survey Sampling». *Journal of American Statistics Association*, 87, págs. 376 a 382.
- Grupo de Colaboración de la Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos. *Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos (GATS): Manual de diseño de la muestra*. Atlanta (Georgia): Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades, 2020.
- Grupo de Colaboración de la Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos. *Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos (GATS): Manual del encuestador sobre el terreno*. Atlanta (Georgia): Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades, 2020.
- Grupo de Colaboración de la Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos. *Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos (GATS): Manual del supervisor sobre el terreno*. Atlanta (Georgia): Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades, 2020.
- Grupo de Colaboración de la Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos. *Encuesta Mundial Sobre Tabaco en Adultos (GATS): Garantía de la calidad de la encuesta GATS: directrices y documentación*. Atlanta (Georgia): Centros para el Control y la Prevención de Enfermedades, 2020.
- Hansen, M. H., Hurwitz, W. N. y Madow, W. G. (1953). *Sample Survey Methods and Theory*, vols. I y II, 1953.
- Horvitz, D. G. y Thompson, D. J. (1952). «A generalization of sampling without replacement from a finite universe». *Journal of the American Statistical Association*, 47, págs. 663 a 685.
- Iannacchione, V. G., Milne, J. G. y Folsom, R. E. (1991). «Response Probability Weight Adjustments Using Logistic Regression». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, págs. 637 a 642.
- Kalsbeek, W. D., Morris, C. y Vaughn, B. (2001). «Effects of Nonresponse on the Mean Squared Error of Estimates from a Longitudinal Study». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*.
- Kalton, G. (1983). *Compensating for Missing Survey Data*. Ann Arbor, MI: University of Michigan.
- Kalton, G. y Flores-Cervantes, I. (2003). «Weighting Methods». *Journal of Official Statistics*, 19(2), págs. 81 a 97.
- Kish, L. (1965). *Survey Sampling*, segunda impr., Nueva York: Wiley and Sons.
- Lepkowski, J. M., Kalton, G. y Kasprzyk, D. (1989). «Weighting Adjustments for Partial Nonresponse in the 1984 SIPP Panel». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, págs. 296 a 301.
- Lessler, J. T. y Kalsbeek, W. D. (1992). *Nonsampling Error in Surveys*. Nueva York: Wiley and Sons.
- Lohr, S. (1999). *Sampling: Design and Analysis*, Pacific Grove: Duxbury Press.
- Potter, F. J. (1988). «Survey of Procedures to Control Extreme Sampling Weights». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, págs. 453 a 458.
- Potter, F. J. (1990). «A study of procedures to identify and trim extreme sampling weights». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, págs. 225 a 230.
- Potter, F. J. (1993). «The Effect of Weight Trimming on Nonlinear Survey Estimates». *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, págs. 758 a 763.
- Raj, D. (1968). *Sampling Theory*, Nueva York: McGraw-Hill.
- Särndal, C.-E., Swensson, B. y Wretman, J. H. (1992). *Model assisted survey sampling*. Nueva York: Springer-Verlag.

Sukhatme, P. V. *et al.* (1984). *Sampling Theory of Surveys with Applications*, Ames: Iowa State University Press.

Global Adult Tobacco Survey (GATS)