

Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021

NOTA TÉCNICA ENUT

Factores de expansión, estimación
y cálculo de los errores de muestreo

Octubre de 2022

NOTAS
TÉCNICAS
INDEC
N° 7



Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021
Factores de expansión, estimación y cálculo de los errores de muestreo
Notas Técnicas INDEC. N°7 – Octubre de 2022

Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)

Dirección: Marco Lavagna

Dirección Técnica: Pedro Ignacio Lines

Dirección de Gestión: Santiago Tettamanti

Dirección Nacional de Metodología e Infraestructura Estadística: Gerardo Mitás

Dirección de Metodología e Innovación Estadística: Alejandra Clemente

Coordinación de Muestreo y Métodos de Estimación: Gregorio García

Dirección Nacional de Difusión y Comunicación: María Silvina Viazzi

Coordinación de Producción Gráfica y Editorial: Marcelo Costanzo

Esta publicación fue realizada por el equipo técnico de la Dirección Nacional de Metodología e Infraestructura Estadística integrado por Gonzalo Marí, Gregorio García, Emanuel Ciardullo y Aldana Armendariz. Agradecemos su colaboración a María de los Ángeles Barbará, quien fue titular de la Coordinación de Muestreo y Métodos de Estimación durante gran parte del desarrollo de la ENUT 2021.

ISSN 268-8478

ISBN 978-950-896-625-4

Instituto Nacional de Estadística y Censos

Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021 : factores de expansión, estimación y cálculo de los errores de muestreo : Notas Técnicas INDEC. n°7 : Octubre de 2022 / 1a ed. - Ciudad Autónoma de Buenos Aires : Instituto Nacional de Estadística y Censos - INDEC, 2022.

Libro digital, PDF - (Notas Técnicas INDEC ; 7)

Archivo Digital: descarga y online

ISBN 978-950-896-625-4

1. Metodología de la Investigación. 2. Estadísticas. I. Título.

CDD 318.2



Queda hecho el depósito que fija la Ley 11.723

Libro de edición argentina

Buenos Aires, octubre de 2022

Publicaciones del INDEC

Las publicaciones editadas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos están disponibles en www.indec.gob.ar y en el Centro Estadístico de Servicios, ubicado en Av. Presidente Julio A. Roca 609 C1067ABB, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. También pueden solicitarse al teléfono +54 11 51031-4632 en el horario de atención al público de 9:30 a 16:00. Correo electrónico: ces@indec.gob.ar

Calendario anual anticipado de informes: www.indec.gob.ar/indec/web/Calendario-Fecha-0

Índice

1. Introducción	4
2. Diseño muestral de la encuesta.....	4
3. Características de los hogares y selección de la persona respondiente para las mediciones	7
4. Dominios de estimación, tamaño y asignación de la muestra.....	7
5. Determinación de los factores de expansión.....	8
6. Determinación de los factores de expansión para el hogar.....	16
7. Estimación a partir de los datos de la encuesta	17
8. Indicadores de calidad asociados al error de muestreo	18
9. Estimación de los errores de muestro mediante replicaciones	19
10. Modo de empleo de los pesos replicados.....	22
11. Recomendaciones para el uso con fines estadísticos de los datos de la encuesta	27
Referencias.....	31
Anexo I.A Total de UPM y USM de la MMUVRA presentes en la ENUT 2021	33
Anexo I.B Localidades de la MMUVRA involucradas en la ENUT 2021	34
Anexo I.C Distribución territorial de los aglomerados y las localidades que participan en la ENUT 2021.....	35
Anexo II.A Total de viviendas elegibles, no elegibles y de elegibilidad desconocida, por región.....	36
Anexo II.B Causas de no elegibilidad o elegibilidad desconocida de las viviendas, por región.....	37
Anexo II.C Total de hogares con y sin respuesta, por región.....	38
Anexo II.D Total de personas según respuesta, por región	39
Anexo II.E Total de personas por causa de no respuesta, por región	40
Anexo III. Tasa de respuesta de los hogares y las personas.....	41
Glosario	43

1. Introducción

El Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) realizó la primera Encuesta Nacional de Uso del Tiempo y Trabajo No Remunerado (ENUT) 2021, con el objetivo de caracterizar la vida de personas de distintas edades y el tiempo que dedican a actividades dentro y fuera de los hogares. Se trata de la primera encuesta específica de alcance nacional, si bien hay antecedentes en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (2005, 2016), en la Ciudad de Rosario (2010), y a través de un módulo de la Encuesta Anual de Hogares Urbanos (EAHU) en 2013.¹

Esta publicación es una guía de referencia de las metodologías empleadas en la ENUT 2021 para determinar los factores de expansión que se emplean en las estimaciones oficiales y para estimar los errores de muestreo para cualquiera de los indicadores que surgen de ella.

En primera instancia, se presentan las características principales del diseño muestral, el tamaño de la muestra, su asignación territorial y los dominios de estimación definidos para la encuesta.

A continuación, se describe el proceso para la determinación y el ajuste de los factores de expansión o ponderadores de la encuesta, y se exponen los motivos por los cuales se introduce una metodología para el cálculo de los errores por muestra que emplea replicaciones. Se detalla el proceso que da origen a los ponderadores asociados a las réplicas y se incluyen indicaciones para estimar los principales indicadores del error de muestreo empleando la metodología en distintas herramientas de cálculo: R, Stata y SAS.

Finalmente, se explicita una serie de recomendaciones y advertencias sobre la confiabilidad y las limitaciones de las estimaciones que aparecen en los cuadros de la encuesta publicados, o para aquellas que se generen con fines estadísticos a partir de la base para las personas usuarias de la encuesta.

2. Diseño muestral de la encuesta

El diseño muestral es relevante en toda operación estadística que emplea el muestreo probabilístico porque impacta en la calidad de las estimaciones y en el costo y la organización de la encuesta. Dado que una porción significativa de su presupuesto se destina a la recolección de los datos, el diseño muestral es un compromiso entre minimizar los costos de la colecta y maximizar la precisión en las estimaciones y la calidad de los datos.

En líneas generales, el diseño muestral debe estar constituido por un marco de muestreo actualizado y que cubra lo mejor posible a la población objetivo; la cartografía necesaria para definir, identificar y alcanzar a las unidades que la componen; información

¹ Encuesta Anual de Hogares 2005: uso del tiempo (https://www.estadisticaciudad.gob.ar/eyc/wp-content/uploads/2015/04/ir_2007_328.pdf); Encuesta sobre Uso del Tiempo en la Ciudad de Buenos Aires 2016 (https://www.estadisticaciudad.gob.ar/eyc/wp-content/uploads/2017/10/UT_CABA_2017.pdf); Encuesta del Uso del Tiempo y Voluntariado, Rosario 2010 (<https://www.aacademica.org/guillermo.peinado/3.pdf>); Encuesta sobre Trabajo No Remunerado y Uso del Tiempo 2013 (https://www.indec.gob.ar/uploads/informesdeprensa/tnr_07_14.pdf).

auxiliar que pueda ser empleada para determinar las probabilidades de selección de sus unidades y en la etapa de estimación; una regla probabilística que seleccione de manera aleatoria las unidades; un mecanismo de cálculo que brinde las estimaciones; y, finalmente, una estrategia que evalúe la precisión de los resultados a partir de la muestra.

Una muestra probabilística de viviendas para una encuesta a hogares generalmente se basa en un diseño muestral del tipo complejo, o sea, uno que emplea varias etapas para seleccionarla y marcos de muestreo constituidos por unidades de áreas como unidades de muestreo. Asimismo, involucra la estratificación y el muestreo probabilístico proporcional al tamaño, en una o más de sus etapas.

Un diseño simple y eficiente en términos de precisión podría ser un muestreo simple al azar (MSA), donde las viviendas son seleccionadas aleatoriamente con igual probabilidad. Sin embargo, se requeriría de una lista de todas las viviendas pertenecientes al ámbito geográfico que abarca la encuesta, lo cual es dificultoso o imposible de lograr en la práctica.

También existen restricciones de índole operativa que pueden requerir un diseño complejo. Cuando el estudio es de gran envergadura y aspira a alcanzar estimaciones con representatividad a nivel nacional u otros dominios territoriales de gran extensión, aun si se dispone de una lista completa de viviendas, bajo un MSA habría una alta probabilidad de que la muestra tenga una distribución geográfica muy dispersa.

Como resultado, los costos del operativo de campo de la encuesta serían excesivamente altos o prohibitivos para cualquier presupuesto, en particular, los asociados a los desplazamientos de encuestadores para cubrir grandes distancias hasta alcanzar las viviendas seleccionadas y para las posibles visitas requeridas con el fin de contactar a los informantes en distintos horarios, como así también los de otros equipos que realizan la tarea de supervisión y control de la encuesta.

Para maximizar los recursos, y para integrar y coordinar sus operaciones estadísticas, el INDEC emplea una modalidad bajo el esquema de muestra maestra. O sea, una única gran muestra probabilística que mantiene fijas las unidades de área que la conforman y su estructura probabilística asociada y que permite seleccionar las muestras de viviendas para todas las encuestas a hogares del Instituto durante aproximadamente un decenio, o período intercensal.

De esta manera se busca mejorar la relación costo-beneficio, al reducir los costos en la preparación de un diseño muestral para cada operativo y controlar los problemas que ocasiona la dispersión de las muestras señalada en los párrafos anteriores. A dicha muestra se la conoce como Muestra Maestra Urbana de Viviendas de la República Argentina (MMUVRA).

La MMUVRA es de alcance nacional y urbano y permite seleccionar muestras para las encuestas que tienen como principales dominios de estimación las provincias y los aglomerados que participan en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) llevada a cabo el Instituto.

Su diseño inicialmente emplea dos etapas de selección probabilística. Cada unidad de primera etapa de muestreo (UPM) del diseño está definida por un aglomerado o localidad

de al menos 2.000 habitantes según el Censo Nacional de Población y Viviendas 2010 (CNPvV 2010). El conjunto de todas las UPM constituyen el marco de muestreo o la lista de unidades de muestreo para la selección probabilística de primera etapa. Estas se estratifican de acuerdo con el total de población según CNPyV 2010. Aquellas UPM formadas por aglomerados o localidades de 50.000 habitantes o más se incluyen en la MMUVRA con probabilidad 1 por diseño y se las denomina “UPM autorepresentadas”.

Del resto de las UPM, un conjunto es seleccionado por provincia mediante un muestreo sistemático con probabilidad proporcional a la cantidad total de habitantes según CNPyV 2010. Tanto las UPM autorrepresentadas como las seleccionadas conforman la muestra de aglomerados o localidades de la MMUVRA.

Para la segunda etapa, en las UPM seleccionadas, y solo para ellas, se definen las unidades de segunda etapa de muestreo (USM) o “Áreas MMUVRA”² con base en radios censales y en la cartografía del CNPyV 2010. Todas las USM de cada UPM cubren territorialmente y determinan la envolvente o el área de cobertura asociada a dicha unidad, con lo que se conforma el marco de muestreo para la selección de segunda etapa. Esta se completa con la selección de una muestra probabilística de USM, que emplea un diseño estratificado definido a partir de variables sociodemográficas y mediante un muestreo sistemático proporcional a la cantidad total de viviendas particulares ocupadas, según el CNPyV 2010.

Por último, en cada una de las USM seleccionadas, se confecciona inicialmente un listado exhaustivo de viviendas particulares, que da origen al marco de selección de viviendas de la MMUVRA y sobre el cual se realizan las subselecciones para las muestras de todas las encuestas a hogares del Instituto.³ El listado de viviendas tiene un orden específico y una cartografía asociada, que facilita su actualización y ayuda a organizar la asignación de la carga de trabajo y las tareas de campo y recorrido de los encuestadores.⁴

Por los motivos señalados, el diseño muestral de la ENUT 2021 se apoya en el diseño de la MMUVRA ajustado a los requerimientos de la encuesta, que como población objetivo incluye los aglomerados EPH y aquellas localidades con 100.000 y más habitantes según el CNPyV 2010.⁵

Para la muestra definitiva de viviendas de la encuesta se realiza una nueva etapa de selección probabilística de un tercer tipo de unidades de muestreo, denominados “segmentos”. Estos quedan conformados por la selección de una vivienda y, a partir de ella, las cuatro viviendas siguientes dentro del listado de la MMUVRA, las cuales pueden ser geográficamente contiguas o próximas entre sí. El principal objetivo es concentrar los

² En la conformación de las Áreas MMUVRA los radios censales por cuestiones operativas (extensión, densidad, inaccesibilidad, etc.) pueden sufrir recortes o agrupamientos (por ejemplo, para equilibrar la uniformidad de sus tamaños en términos de viviendas).

³ Esta propiedad de permitir submuestrear viviendas sobre la muestra maestra hace que a esta se la identifique también como un marco secundario de muestreo de viviendas.

⁴ A la fecha de la ENUT 2021, la MMUVRA en su última actualización registraba un total de 2.053.958 viviendas particulares.

⁵ Los aglomerados EPH son los siguientes: Gran Buenos Aires; Gran Mendoza; Gran Tucumán-Tafí Viejo; Salta; Gran Córdoba; Gran La Plata; Gran Rosario; Gran Santa Fe; Mar del Plata; Gran San Juan; Gran San Luis; Corrientes; Formosa; Gran Resistencia; Posadas; Gran Catamarca; Jujuy-Palpalá; La Rioja; Santiago del Estero-La Banda; Bahía Blanca-Cerri; Concordia; Gran Paraná; Río Cuarto; Santa Rosa-Toay; San Nicolás-Villa Constitución; Comodoro Rivadavia-Rada Tilly; Neuquén-Plottier; Río Gallegos; Ushuaia-Río Grande; Rawson-Trelew; Viedma-Carmen de Patagones. Las localidades que se incorporan y sus correspondientes regiones son: San Carlos de Bariloche (Patagonia), Villa Mercedes (Cuyo), Tandil (Pampeana), y San Rafael (Cuyo).

desplazamientos en terreno de los encuestadores para reducir el costo del operativo. Una selección sistemática con igual probabilidad de estos segmentos permitió conformar la muestra definitiva de viviendas de la encuesta.

3. Características de los hogares y selección de la persona respondiente para las mediciones

La ENUT 2021 indaga distintas características de los hogares y de todos sus miembros en la vivienda seleccionada, a través de un módulo inicial para el hogar⁶ y sus componentes. Este es muy similar a los aplicados en otras encuestas a hogares realizadas por el Instituto e incluye preguntas asociadas a las características de la vivienda; el ingreso del hogar; la educación, cobertura de salud y situación conyugal de todos sus miembros miembros; la situación laboral de los miembros del hogar de 14 años y más; los componentes del hogar demandantes de cuidado; las personas de 65 años y más a cargo del hogar; y las actividades de trabajo doméstico.

En esta instancia, el encuestador selecciona al azar y con igual probabilidad a una persona de 14 años o más, asistido por un algoritmo que emplea la lista de miembros que introdujo en el aplicativo móvil al contactar al hogar.

El miembro seleccionado responde a preguntas del cuestionario de carácter individual⁷, detallando las actividades que llevó a cabo el día anterior a la entrevista a través de un diario de actividades (DA) y algunas preguntas finales de rescate (PR) vinculadas específicamente al cuidado de niños, adultos mayores y personas con discapacidad. Por último, también se lo indaga sobre su ingreso individual (IN).

4. Dominios de estimación, tamaño y asignación de la muestra

El diseño considera como dominios de estimación cada una de las regiones en las que se divide el país, y toma la CABA y los Partidos del Gran Buenos Aires como un único dominio denominado Región Gran Buenos Aires.⁸ Esto permite, además de obtener resultados a nivel agregado para el conjunto de los 31 aglomerados de la EPH y localidades con 100.000 y más habitantes según el CNPHyV 2010, desagregarlos a nivel de 6 regiones estadísticas:

- Región Gran Buenos Aires: Ciudad Autónoma de Buenos Aires y partidos del Gran Buenos Aires.
- Región Cuyo: Gran Mendoza; Gran San Juan; Gran San Luis; Villa Mercedes; San Rafael.
- Región Noreste (NEA): Corrientes; Formosa; Gran Resistencia; Posadas.
- Región Noroeste (NOA): Gran Catamarca; Gran Tucumán-Tafí Viejo; San Salvador de Jujuy-Palpalá; La Rioja; Salta; Santiago del Estero-La Banda.

⁶ Ver BLOQUE DEL HOGAR (BH) en el cuestionario de la encuesta.

⁷ Ver BLOQUE INDIVIDUAL (BI) en el cuestionario de la encuesta.

⁸ Para el total de UPM y USM ver Anexo I.A; para un detalle y la distribución territorial de las localidades de la MMUVRA involucradas en la ENUT 2021 ver Anexo I.B.

- Región Pampeana: Bahía Blanca-Cerri; Carmen de Patagones⁹; Concordia; Gran Córdoba; Gran La Plata; Gran Rosario; Gran Paraná; Gran Santa Fe; Mar del Plata; Río Cuarto; Santa Rosa-Toay; San Nicolás-Villa Constitución; Tandil.
- Región Patagonia: Comodoro Rivadavia-Rada Tilly; Neuquén-Plottier; Río Gallegos; Ushuaia-Río Grande; Rawson-Trelew; Viedma; San Carlos de Bariloche.

El tamaño de la muestra se ajusta a las restricciones presupuestarias y a los requerimientos de precisión para las principales estimaciones en los dominios de estimación previstos y es del orden de las 28.520 viviendas particulares.

Cuadro 1. Distribución de la muestra de viviendas por región

Región	Tamaño de la muestra
Total del país	28.520
Gran Buenos Aires	6.010
Noroeste	4.150
Noreste	2.480
Cuyo	3.180
Pampeana	8.820
Patagonia	3.880

Fuente: INDEC, *Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021*.

5. Determinación de los factores de expansión

La estimación de parámetros poblacionales de interés a partir de una encuesta por muestreo probabilístico se basa en la premisa de que cada unidad de la muestra representa un cierto número de otras unidades en la población además de sí misma. Por ejemplo, el total de unidades en la población que poseen una característica dada se estima sumando las ponderaciones de las personas, los hogares o las viviendas que tienen dicha característica en la muestra.

La ENUT 2021 emplea dos juegos de factores de expansión¹⁰ para alcanzar las estimaciones oficiales de la encuesta. El primero está vinculado a las personas de 14 años o más que fueron seleccionadas en cada hogar respondiente para completar el diario de actividades. El segundo conjunto de factores de expansión corresponde a los hogares, en el caso de que se deseen estimaciones para el módulo inicial del cuestionario para el hogar y sus componentes.¹¹

⁹ Si bien Viedma y Carmen de Patagones conforman un único aglomerado a efectos del relevamiento, cada localidad pertenece a una región distinta y serán tratadas por separado durante todo el documento.

¹⁰ Los términos “factores de expansión”, “ponderadores” o “pesos” en el contexto del documento hacen referencia siempre al mismo concepto.

¹¹ Cabe destacar que, para el desarrollo de los ponderadores, será necesario definir el ponderador correspondiente a la vivienda que contiene los hogares y las personas que participan en la encuesta, si bien este no forma parte del conjunto de factores de expansión de interés.

Hipóticamente, las estimaciones a nivel de personas se obtendrían empleando el factor de expansión del miembro seleccionado que surge del diseño muestral, como producto de las inversas de las probabilidades de inclusión de la vivienda¹² y la del miembro seleccionado de manera aleatoria en el hogar; su expresión es:

$$w_{1i}w_{2ij}w_{3ijk}m_{ijkl}$$

donde

w_{1i} es la inversa de la probabilidad de inclusión de la i -ésima UPM,

w_{2ij} es la inversa de la probabilidad de inclusión en la segunda etapa de muestreo de la j -ésima USM dentro de la i -ésima UPM seleccionada,

w_{3ijk} es la inversa de la probabilidad de inclusión de la k -ésima vivienda dentro de la j -ésima USM de la i -ésima UPM seleccionada¹³,

m_{ijkl} es el total de miembros de 14 años y más en el l -ésimo hogar de la k -ésima vivienda, en la j -ésima USM de la i -ésima UPM.

En el caso particular de la ENUT 2021, los aglomerados urbanos han sido seleccionados con probabilidad igual a 1, de forma tal que los pesos $w_{1i} = 1$ y el ponderador correspondiente a persona queda conformado por el producto de tres componentes.

No obstante, en la práctica, los factores de expansión iniciales suelen ser modificados por diversos motivos y no terminan siendo los que se emplean para obtener las estimaciones de una encuesta. Durante el desarrollo de este operativo estadístico se presentaron una serie de problemas, algunos vinculados a errores de cobertura por desactualización de la MMUVRA, a la no respuesta de las unidades, o a la sub o sobrerrepresentación de ciertos grupos de la población en la encuesta. Todos estos errores forman parte de los denominados errores no muestrales, que, sumados a otros, contribuyen a la componente del error total en una estimación. Son difíciles de cuantificar y afectan la calidad del dato en dos direcciones. Si son introducidos de manera aleatoria, la probabilidad de incrementar la variabilidad de la estimación es alta; pero si no son aleatorios, el principal impacto es la introducción de sesgo en los resultados.

Por tal motivo, minimizar el efecto de las distintas fuentes de error sobre los resultados se vuelve un objetivo central de las encuestas. Esto se logra manteniendo actualizados los marcos de muestreo, evaluando la estrategia de captura del dato en pruebas piloto, capacitando y entrenando a los encuestadores, o visitando en varias ocasiones y en distintos horarios al hogar o a la persona que no responde para revertir su estado.

Sin embargo, aun tomando todos estos recaudos, los errores no desaparecen y llevan a que en la etapa previa a la estimación se incorporen varios ajustes en los factores de

¹² Todos los hogares de la vivienda seleccionada forman parte de la muestra. Por lo tanto, la probabilidad de inclusión de un hogar es la de la vivienda a la cual pertenece; o sea, $w_{3ijk} = w_{3ijkl}$ si el hogar l pertenece a la vivienda k .

¹³ La probabilidad de inclusión de la k -ésima vivienda se corresponde con la probabilidad de selección sistemática de segmentos de 5 viviendas contiguas o próximas dentro de las USM seleccionadas.

expansión definidos por diseño. De este modo, se busca disminuir el impacto de estos inconvenientes sobre los estimadores y aumentar la calidad de los resultados.

En las secciones 5.1 y 5.2 se describen los ajustes, por “elegibilidad desconocida” y “no respuesta”, que afectan a las ponderaciones de las viviendas y los hogares, respectivamente. En la sección 5.3, se detallan los que llevan a determinar el factor de ponderación definitivo para las personas que responden a la encuesta.

5.1 Ajuste por viviendas de elegibilidad desconocida

Inicialmente, el factor de expansión de una vivienda seleccionada para la encuesta surge de la multiplicación de las inversas de las probabilidades de inclusión de cada una de las etapas de selección definidas en la sección 2. Por lo tanto, para la k -ésima vivienda ubicada en la j -ésima USM dentro de la i -ésima UPM, se lo define como:¹⁴

$$w_{0ijk}^V = w_{1i}w_{2ij}w_{3ijk}$$

donde

w_{1i} es la inversa de la probabilidad de inclusión de la i -ésima UPM, igual a uno para esta encuesta,

w_{2ij} es la inversa de la probabilidad de inclusión en la segunda etapa de muestreo de la j -ésima USM dentro de la i -ésima UPM seleccionada,

w_{3ijk} es la inversa de la probabilidad de inclusión de la k -ésima vivienda dentro de la j -ésima USM de la i -ésima UPM seleccionada.¹⁵

El primer ajuste que se realiza sobre los factores de expansión iniciales tiene como objetivo atender los problemas causados por el desconocimiento que se tiene sobre el estatus de elegibilidad de algunas viviendas. Esto ocurre por desactualización del listado de viviendas de la MMUVRA o por la imposibilidad de los encuestadores en alcanzar o detectar las viviendas seleccionadas para la encuesta.

El tratamiento de este ajuste lleva a clasificar las viviendas seleccionadas como “elegibles”, “no elegibles” y de “elegibilidad desconocida”. Para la ENUT 2021, y solo con el fin de ajustar los factores de expansión iniciales por no elegibilidad de las viviendas, se consideran:

- *Viviendas elegibles (VEL)* a aquellas en donde se detecta una vivienda particular y se realiza una entrevista; o que presentan alguna “*causa por la que no se realizó la entrevista*” de las indicadas en el cuestionario:

¹⁴ Para facilitar la lectura en la notación se omiten los subíndices correspondientes a los estratos definidos por el diseño muestral de las UPM y las USM, por lo que queda implícita la pertenencia a ellos cada vez que se haga referencia al subíndice i de las UPM y al j de las USM.

¹⁵ La probabilidad de inclusión de la k -ésima vivienda se corresponde con la probabilidad de selección sistemática de segmentos de 5 viviendas contiguas o próximas dentro de las USM seleccionadas.

- Ausencia: no se pudo contactar en tres visitas, causas circunstanciales, viaje o vacaciones o no se especificó ningún motivo de ausencia.
 - Rechazo: cualquiera de las razones expresadas.
 - Otras causas: duelo, alcoholismo, discapacidad, idioma extranjero.
- *Viviendas no elegibles (VNE)* a aquellas registradas como:
 - Deshabitada.
 - Demolida.
 - Fin de semana.
 - En construcción.
 - Vivienda usada como establecimiento.
 - Local o comercio sin vivienda,
 - Variaciones en el listado: dirección no existente.
 - *Viviendas de elegibilidad desconocida (VED)* a aquellas que se corresponden con alguna de las siguientes categorías:
 - Otras causas: problemas de seguridad, inaccesibles por problemas climáticos u otros.

La dificultad se presenta con las viviendas sobre las cuales se desconoce el estatus de elegibilidad, o sea, las *VED*. Una solución es distribuir las de manera proporcional entre las *VE* y las *VNE*, distribuyendo la suma de los pesos muestrales entre aquellas viviendas de elegibilidad conocida, o sea, *VE* y *VNE*. Para ello se define el siguiente ajuste para las viviendas de elegibilidad conocida a partir de aplicar el siguiente factor de ajuste (Valliant et al., 2018) a los ponderadores muestrales, en cada clase de ajuste c :

$$a_{1c} = \frac{\sum_{EL(c)} w_{0ijk}^V + \sum_{NE(c)} w_{0ijk}^V + \sum_{ED(c)} w_{0ijk}^V}{\sum_{EL(c)} w_{0ijk}^V + \sum_{NE(c)} w_{0ijk}^V}$$

donde

$EL(c)$ es el conjunto de viviendas clasificadas como elegibles en la clase c ,

$NE(c)$ es el conjunto de viviendas clasificadas como no elegibles en la clase c , y

$ED(c)$ es el conjunto de viviendas clasificadas como de elegibilidad desconocida en la clase c .

En caso de ENUT 2021, los cálculos se realizan dentro de las clases de ajuste que se definen a partir de los estratos de unidades de segunda etapa del diseño muestral. En el Anexo II.A se presentan los resultados de la encuesta en relación a la cantidad de *VEL*, *VNE* y *VED* por región, que intervienen en los cálculos de los factores a_{1c} con detalle de las causas de no elegibilidad o elegibilidad desconocida detectados en el operativo de campo en la ENUT 2021 (ver Anexo II.B).

5.2 Ajuste por no respuesta de los hogares

Cuando se identifica una vivienda como elegible para la encuesta, y por consiguiente los hogares que la componen, no siempre es posible hacer una entrevista. Esto origina una no respuesta¹⁶ del hogar. Puede deberse a una serie de razones: que en el hogar contactado ningún integrante quiera responder; que haya ausencia temporal de todos sus miembros durante el período de la encuesta; o que, pese a que existió un contacto, por algún motivo o circunstancia, fuera imposible continuar con la entrevista. En particular, en la ENUT 2021 se considera que un hogar no responde si se registra alguna de las siguientes categorías en “causa por la que no se realizó la entrevista” presente en el cuestionario:

- *Ausencia*: por causas circunstanciales, viaje, vacaciones o no se pudo contactar en tres visitas.
- *Rechazo*: por cualquiera de las razones expresadas.
- *Otras causas*: duelo, alcoholismo, discapacidad, idioma extranjero.

La no respuesta es un fenómeno siempre presente en una encuesta u operación estadística y es una fuente de sesgo en las estimaciones. Para disminuir su incidencia, en las etapas previas al cálculo de las estimaciones, se hacen distintos esfuerzos para mantener la tasa de respuesta lo más alta posible. Algunas prácticas habituales son: capacitar a los encuestadores con técnicas especiales de abordaje y para lograr un cambio de actitud en la persona que rechaza participar en la entrevista y, durante la recolección de los datos, visitar en varias ocasiones el hogar con ausentes antes de dar por concluida la encuesta.

La magnitud del sesgo debido a la falta de respuesta generalmente no se conoce, pero se relaciona directamente con las diferencias entre los grupos de unidades que respondieron y los que no lo hicieron, en las características bajo estudio. También se ve afectada por un factor asociado a la correlación entre la característica que se indaga sobre la unidad y la probabilidad a dar respuesta por parte de quien responde. Por estos motivos, y en un intento de disminuir su efecto sobre las estimaciones, se ajustan los factores de expansión de los hogares que responden para compensar la no respuesta alcanzada en la encuesta.

Una de las claves para lograr el éxito del ajuste es determinar clases o grupos de unidades en la población que expliquen lo mejor posible el mecanismo de no respuesta que hay por detrás del fenómeno. Desde el punto de vista de la eficiencia en las estimaciones, se busca que los agrupamientos:

- permitan sostener en lo posible el supuesto de probabilidad de respuesta constante de las unidades dentro de ellos, y
- sean lo más homogéneos posible, para que valga en algún grado la hipótesis de que, en una clase dada, las personas encuestadas sean similares a las no encuestadas en términos de las principales variables de interés.

¹⁶ Bajo ninguna circunstancia las viviendas seleccionadas para la encuesta son reemplazadas por otras viviendas por razones de no respuesta.

Para realizar las correcciones por no respuesta, en la ENUT 2021 se emplean las mismas clases conformadas para el ajuste por elegibilidad desconocida, definidas en la sección anterior. A partir de ellas, en cada clase c se obtiene un segundo factor de ajuste, a_{2c} , por no respuesta del hogar para los factores de expansión de los hogares, definido como:

$$a_{2c} = \frac{\sum_{HR(c)} w_{0ijkl}^H a_{1c} + \sum_{HNR(c)} w_{0ijkl}^H a_{1c}}{\sum_{HR(c)} w_{0ijkl}^H a_{1c}}$$

donde $HR(c)$ y $HNR(c)$ representan a los conjuntos de hogares que responden o no a la encuesta en la clase c , respectivamente, y $w_{0ijkl}^H = w_{0ijk}^V$

Cabe mencionar que, para ENUT 2021, en esta instancia se realiza un reagrupamiento de clases cuando el valor del ajuste es más grande que 4 dentro de una clase. Este reagrupamiento se efectúa a nivel de la variable estrato de USM, colapsando clases contiguas y recalculando el factor de ajuste en la clase redefinida hasta lograr que no supere el umbral. La razón de esta estrategia es eliminar factores muy grandes que tienden a incrementar el error de muestreo en las estimaciones.

Para ilustrar la cantidad de hogares de la muestra que, con sus factores de expansión ajustados por viviendas de elegibilidad desconocida, se involucran en los cálculos de este nuevo factor, a_{2c} , en el Anexo II.C se presenta el total de los hogares con y sin respuesta de la encuesta por región.

5.3 Ajuste por no respuesta de las personas seleccionadas

Como se describe en las primeras secciones, el encuestador selecciona al azar a un miembro de 14 años o más de todos los que habitan el hogar para continuar con la encuesta. El factor inicial de expansión de esta persona se determina de manera condicional, a partir del conjunto de hogares con respuesta dentro de las viviendas elegibles; para un miembro seleccionado del hogar l , viene dado por:

$$w_{0ijkl}^P = w_{0ijkl}^H a_{1c} a_{2c} m_{ijkl}$$

o sea, el factor de expansión del hogar al que pertenece con los ajustes que se le aplicaron hasta esta instancia, multiplicado por la inversa de la probabilidad de selección de la persona dentro del hogar.

Los w_{0ijkl}^P también son ajustados por la no respuesta de los miembros seleccionados; las causas, consignadas por el encuestador, que determinan una no respuesta de la persona que se pretende entrevistar son:

- Ausencias reiteradas.
- Rechazo:
 - negativa rotunda
 - rechazo por portero eléctrico
 - se acordaron entrevistas que no se concretaron
 - la encuesta demanda mucho tiempo
 - no quiere hablar del tema
 - desconfía qué van a hacer con los datos

- No brinda el consentimiento para continuar con la encuesta.
- Otra causa.

Una vez más, se emplean las mismas clases de ajuste introducidas en las secciones anteriores para llevar adelante los cálculos; o sea, en cada clase c , $c = 1, \dots, C$, se obtiene un factor de ajuste por no respuesta a nivel de persona, a_{3c} , definido por:

$$a_{3c} = \frac{\sum_{PR(c)} w_{0ijkl}^P + \sum_{PNR(c)} w_{0ijkl}^P}{\sum_{PR(c)} w_{0ijkl}^P}$$

donde $PR(c)$ y $PNR(c)$ son el conjunto de personas que responden o no a la encuesta en la clase c , respectivamente; también para este factor se procede a reagrupamientos de clases, con los mismos criterios adoptados en el ajuste de la sección 5.2. En consecuencia, la expresión del factor de expansión de un miembro seleccionado y que responde la encuesta viene dada por:

$$\tilde{w}_{ijkl}^P = w_{0ijkl}^H a_{1c} a_{2c} m_{ijkl} a_{3c}$$

En el Anexo II.D, un cuadro ilustra la cantidad total de personas seleccionadas por región con y sin respuesta de la encuesta, que con sus ponderaciones iniciales intervinieron en los cálculos de este ajuste. En el Anexo II.E se presenta la no respuesta de los miembros elegidos.

5.4 Ajuste por calibración de los factores de expansión de personas

Los factores de expansión de cada persona seleccionada que responde a la encuesta hasta esta instancia, \tilde{w}_{ijkl}^P , reciben una última modificación o ajuste, denominado calibración. Este procedimiento emplea información auxiliar de una fuente externa disponible y tiene por objetivo contribuir a una mejora en los ajustes ya realizados y corregir la posible sub o sobrerrepresentación en algunos grupos de la población, originadas cuando no son bien captados por la encuesta. Para disminuir estas discrepancias, la calibración busca la consistencia entre las estimaciones de algunas variables de la encuesta y totales poblacionales conocidos, o *benchmarks*, para esas variables.

La información auxiliar incorporada en la calibración permite definir estimadores más eficientes que el habitual estimador de expansión simple en términos del error muestral, dado que aprovechan la correlación que pueda existir entre las características indagadas por la encuesta y la información provista por la fuente externa.

El proceso de calibración que opera sobre el conjunto de personas que responden a la encuesta y genera el sistema de ponderadores definitivos, w_{ijkl}^P , se puede traducir en el siguiente problema numérico de optimización:

$$\text{minimizar } \sum_R G(\tilde{w}_{ijkl}^P, w_{ijkl}^P),$$

$$\text{sujeto a: } \sum_R w_{ijkl}^P \mathbf{x}_{ijkl}^P = \sum_U \mathbf{x}_q^P$$

en donde G es una función que define la proximidad entre los factores deseados y los surgidos del último ajuste, y la igualdad propone que las estimaciones para un conjunto de q variables auxiliares, $\mathbf{x}_{ijkl}^P = (x_{ijkl1}^P, \dots, x_{ijklq}^P)^T$ medidas en la encuesta, a partir

de los factores de expansión deseados, w_{ijkl}^P , reproduzcan sus totales poblacionales, $\sum_U \mathbf{x}_q^P = (t_{x_1}^P, \dots, t_{x_q}^P)$, provistos por una fuente externa a la encuesta (Valliant, Dever y Kreuter, 2013).

Dada G , la resolución numérica es un proceso iterativo que, bajo ciertas condiciones de regularidad, converge y permite obtener factores de ajuste por calibración, λ_{ijkl} , para cada persona con respuesta.

El proceso de calibración se efectúa en forma independiente por región y, en lo posible, el ajuste involucra los totales proyectados por sexo, grupos de edad y total de personas de 14 años y más del aglomerado dentro de la región en cuestión. La expresión definitiva del factor de expansión de una persona seleccionada que responde a la encuesta y que incluye todos los ajustes viene dada por:

$$w_{ijkl}^P = w_{0ijkl}^H a_{1c} a_{2c} m_{ijkl} a_{3c} \lambda_{ijkl} = \tilde{w}_{ijkl}^P \lambda_{ijkl}$$

donde

w_{0ijkl}^H es el factor de expansión inicial del l -ésimo hogar, de la k -ésima vivienda ubicada en la j -ésima USM dentro de la i -ésima UPM,

a_{1c} es el factor de corrección por viviendas de elegibilidad desconocida perteneciente a la clase c de ajuste,

a_{2c} es el factor de corrección por no respuesta del hogar perteneciente a la clase c de ajuste,

m_{ijkl} es el total de miembros de la población objetivo en el l -ésimo hogar, en la k -ésima vivienda, en la j -ésima USM de la i -ésima UPM,

a_{3c} es el factor de corrección por no respuesta de personas perteneciente a la clase c de ajuste, y

λ_{ijkl} es el factor de ajuste que surge de la calibración correspondiente a la persona seleccionada del hogar l -ésimo, de la k -ésima vivienda ubicada en la j -ésima USM dentro de la i -ésima UPM.

Esta formulación es válida siempre que la vivienda, el hogar y el miembro seleccionado pertenezcan a la clase de ajuste c , $c = 1, \dots, C$.

En la ENUT 2021 se emplearon q variables que reflejan la estructura demográfica por sexo y grupo de edad, donde $\mathbf{x}_{ijkl}^P = (x_{ijkl}^P 1, \dots, x_{ijkl}^P q)$ y cuyas componentes son:

$x_{ijkl}^P 1 = 1$ si la persona es mujer de 14 años o más, y 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^P 2 = 1$ si la persona es varón de 14 años o más, y 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^P 3 = 1$ si la persona tiene entre 14 y 29 años, y 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^P 4 = 1$ si la persona tiene entre 30 y 64 años, y 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^p = 1$ si la persona tiene 65 o más, y 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^p = 1$ si la persona pertenece al aglomerado u , y 0 en otro caso, para $u = 1, \dots, U$ donde U es la cantidad de aglomerados en la región.

Los totales de población, involucrados como marginales para estas variables en el proceso iterativo, provienen de proyecciones poblacionales.¹⁷

Para la calibración en la ENUT 2021 se emplea la función de distancia “logit” (Deville y Särndal, 1992; Haziza y Beaumont, 2017) del paquete survey de R (Lumley, 2018), que permite controlar el rango de los w_{ijkl}^p y sus valores extremos. De esta forma, se limita el riesgo de incrementar el error de muestreo en las estimaciones de la encuesta.

Por último, los pesos que surgen del proceso iterativo de la calibración son tratados por un algoritmo de redondeo para eliminar la componente decimal, lo que da origen a los w_{ijkl}^p finales que se emplean para todas las estimaciones oficiales de la encuesta.

6. Determinación de los factores de expansión para el hogar

En la sección 3.1 se menciona que la encuesta se inicia con un módulo o bloque del hogar (BH) que permite indagar sobre las características de sus componentes (CH) y de la vivienda (CV), el ingreso del hogar (IH) y la situación laboral del jefe o la jefa del hogar y todos los miembros de 14 años y más, entre otras. Este conjunto de variables es un intento por describir a grandes rasgos el entorno sociodemográfico y económico de la persona seleccionada que va a continuar con las preguntas y mediciones. Por este motivo, se suma a la encuesta un factor de expansión para el hogar que permite obtener estimaciones para cualquiera de las características estudiadas en el bloque.

La determinación de los factores de expansión para los hogares comparte también los ajustes que se presentan en la sección 5. Teniendo en cuenta los ajustes correspondientes a viviendas de elegibilidad desconocida y no respuesta de hogar de los apartados 5.1 y 5.2, a_{1c} y a_{2c} , respectivamente, el peso muestral inicial del hogar, w_{ijkl}^H , toma la expresión:

$$\tilde{w}_{ijkl}^H = w_{ijkl}^H a_{1c} a_{2c}$$

Los pesos \tilde{w}_{ijkl}^H son calibrados para reflejar la estructura demográfica de la población por sexo, grupos de edad y población del aglomerado, siguiendo la metodología expuesta en el punto 5.4. En este caso se emplearon q variables que reflejan la estructura demográfica por sexo y por grupos de edad, donde $\mathbf{x}_{ijkl}^p = (x_{ijkl}^p, \dots, x_{ijkl}^p)$ y cuyas componentes son variables dicotómicas 0-1 que reflejan la condición de todas las personas relevadas en la encuesta según edad, sexo y pertenencia a un aglomerado,¹⁸ es decir:

¹⁷ Los totales poblacionales proyectados fueron calculados a partir de datos censales de población según CNPyV 2010 al 15 de noviembre de 2021 y determinados por la Dirección Nacional de Estadísticas Sociales y Poblacionales del INDEC.

¹⁸ En el proceso de calibración de los pesos de hogares se utilizó una base de personas, pero con la característica de que todas las personas del mismo hogar recibían el mismo peso calibrado, que a su vez coincide con el que corresponde al hogar del cual forman parte.

$x_{ijkl}^P 1 = 1$ si la persona es mujer, 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^P 2 = 1$ si la persona es varon, 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^P 3 = 1$ si la persona tiene entre 0 y 13 años, 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^P 4 = 1$ si la persona tiene entre 14 y 29 años, 0 en otro caso,

$x_{ijkl}^P 5 = 1$ si la persona tiene entre 30 y 64 años, 0 en otro caso, y

$x_{ijkl}^P 6 = 1$ si la persona tiene 65 años o más, 0 en otro caso.

$x_{ijkl}^P 7_u = 1$ si la persona pertenece al aglomerado u , y 0 en otro caso, para $u = 1, \dots, U$ donde U es la cantidad de aglomerados en la región.

Como resultado, el factor de expansión final correspondiente al hogar l -ésimo de la vivienda k -ésima en la j -ésima USM de la i -ésima UPM, w_{ijkl}^H viene dado por:

$$w_{ijkl}^H = w_{0ijkl}^H a_{1c} a_{2c} \lambda_{Hijkl} = \tilde{w}_{ijkl}^H \lambda_{Hijkl}$$

donde

w_{0ijkl}^V es el factor de expansión inicial del l -ésimo hogar en la k -ésima vivienda ubicada en la j -ésima USM dentro de la i -ésima UPM,

a_{1c} es el factor de ajuste por vivienda no elegible en la clase c de ajuste,

a_{2c} es el factor de ajuste por no respuesta del hogar en la clase c de ajuste,

λ_{Hijkl} es el factor de ajuste que surge de la calibración correspondiente al hogar l -ésimo de la k -ésima vivienda ubicada en la j -ésima USM dentro de la i -ésima UPM.

7. Estimación a partir de los datos de la encuesta

Se denomina estimación al proceso inferencial por el cual se obtienen aproximaciones a los parámetros desconocidos de la población bajo estudio a partir de los datos de una muestra. Los parámetros poblacionales que resultan de interés para estimar son por lo general descriptivos y la mayoría se puede definir a partir de totales: los promedios, las proporciones y las razones o tasas. No obstante, puede haber interés en otros que involucran, por ejemplo, parámetros estadísticos de orden o más complejos.

Para alcanzar las estimaciones de esos parámetros en la ENUT 2021 se emplean estimadores que recurren a los factores de expansión w_{ijkl}^P y w_{ijkl}^H , según sea el caso, que surgen de la última etapa de ajuste y pertenecen al tipo de estimadores calibrados.

A modo de ejemplo, y en el caso de que Y y Z sean variables o características de interés medidas a nivel de persona, la expresión de los estimadores más empleados son:

Parámetro	Estimador ¹⁹
Total, t_y	$\hat{t}_y = \sum_R w_{ijkl}^p Y_{ijkl}$
Promedio ²⁰ , y	$\hat{y} = \frac{\sum_R w_{ijkl}^p Y_{ijkl}}{\sum_R w_{ijkl}^p}$
Proporción, p	$\hat{p} = \frac{\sum_R w_{ijkl}^p Y_{ijkl}}{\sum_R w_{ijkl}^p}$
Razón, $R_{yz} = \frac{t_y}{t_z}$	$\hat{R}_{yz} = \frac{\hat{t}_y}{\hat{t}_z} = \frac{\sum_R w_{ijkl}^p Y_{ijkl}}{\sum_R w_{ijkl}^p Z_{ijkl}}$

8 Indicadores de calidad asociados al error de muestreo

Una de las etapas centrales de toda encuesta es la que evalúa la calidad de los datos, o sea, el proceso de análisis del producto final en términos de precisión y confiabilidad. Contar con indicadores de calidad en una encuesta permite a las personas usuarias cuantificar el grado de confianza y conocer las limitaciones que pueden llegar a tener los resultados, y así, restringir el uso de estos cuando las estimaciones no alcanzan ciertos estándares definidos para la encuesta.

En un estudio que emplea una muestra probabilística, como la ENUT 2021, la inferencia estadística sobre la población objetivo se basa en los datos recopilados de solo una parte de esta población. Es así como los resultados, probablemente, diferirán de los que se pueden obtener a partir de un censo completo.

El error que se genera al extraer conclusiones en términos estadísticos para toda la población, basándose solo en una muestra, se denomina error de muestreo y es necesario tenerlo en cuenta en todo el proceso inferencial. El efecto que tiene en las estimaciones de la encuesta depende de algunos aspectos del diseño muestral tales como el tamaño de la muestra, el número de etapas, el método de selección, el estimador empleado y la variabilidad propia de la característica de interés que se mide.

Por lo general, a medida que aumenta la muestra y el resto de los factores intervinientes se mantienen constantes, se espera que la magnitud del error disminuya, siendo cero una vez que se censa a toda la población.

Por otro lado, para un tamaño de muestra dado, el error aumenta cuando las variables se distribuyen con mayor grado de dispersión o se estudian características de baja frecuencia en la población.

¹⁹ En todos los casos, \sum_R en las fórmulas hace referencia a sumar sobre las personas que responden a la encuesta.

²⁰ La definición de los parámetros promedio y proporción coincide si es una variable binaria, que toma el valor de 1 cuando el individuo posee una característica dada y 0, en caso contrario.

Una medida del error de muestreo es la varianza muestral del estimador. Esta representa la variabilidad de las estimaciones que se obtienen a partir de todas las muestras posibles según el diseño muestral, con respecto al promedio de las estimaciones.

A partir de la varianza muestral se pueden definir otras medidas más populares como el error estándar (EE) y el coeficiente de variación (CV), o más complejas de interpretar como el efecto de diseño (ED) o el intervalo de confianza (IC). Cuanto más pequeños son el EE, el CV, el ED o la amplitud del IC, más precisa es la estimación.

El EE se define como la raíz cuadrada de la varianza muestral del estimador. A diferencia de la varianza, el EE es medido en las mismas unidades de escala de la característica, lo cual facilita su interpretación. En cambio, el CV es el cociente entre el EE y el estimador. No depende de las unidades en que se mide la estimación, en virtud de que es una medida relativa a esta. Generalmente, se lo expresa como un porcentaje, y en la práctica una estimación del CV es una de las más empleadas para informar el error de muestreo de las estimaciones de una encuesta.

Aunque el concepto de varianza se basa en la idea de seleccionar todas las muestras posibles según el diseño muestral, en la práctica se extrae una única con la cual puede estimarse dicha varianza. Dada la importancia que tiene en cualquier estudio por muestreo, es central su estimación como indicador de la calidad de las estimaciones en una encuesta.

9. Estimación de los errores de muestro mediante replicaciones

La complejidad del diseño de la muestra y del método de estimación empleados para la encuesta presenta un desafío particular a la hora de estimar la varianza, debido a la dificultad para obtener su expresión analítica. Sin embargo, el aumento de la eficiencia informática ha hecho posible el uso de técnicas que emplean réplicas para resolver el problema.

Estos métodos son fáciles de implementar porque siempre utilizan el mismo proceso de estimación, repitiéndolo muchas veces, y no requieren de una fórmula analítica del estimador de la varianza muestral.

Por eso, para los cálculos que cuantifican el error por muestra en la encuesta se ha implementado una metodología con base en replicaciones. La idea básica de esta estrategia es tratar al conjunto de datos de la muestra como si esta fuera la población y generar de una manera sistemática un conjunto de submuestras que pueden emplearse para estimar el error muestral.

El proceso de cálculo puede ser implementado de manera eficiente, aun por personas usuarias con pocos conocimientos en muestreo, sumando una serie de pesos replicados al conjunto de datos que se emplea para obtener los resultados de la encuesta. Además de las razones señaladas, existen otras por las cuales se opta por emplear esta metodología, entre ellas:

- incluir en la etapa de la conformación de las réplicas el conjunto de ajustes que sufren los factores de expansión iniciales (no elegibilidad, no respuesta y calibración), para incorporar la variabilidad propia de estas correcciones en los cálculos del error de muestreo y que resultan dificultosas con otros métodos;

- brindar una solución al problema de obtener estimaciones del error por muestra para un número diverso de estimadores, incluyendo los de orden (mediana, deciles, percentiles, etc.) o los de desigualdad (Índice de Gini, curva de Lorentz, etc.), que en otros métodos son complejos para implementar;
- habilitar a las personas usuarias a calcular por sus propios medios los errores de muestreo para sus estimaciones, con transparencia y de la misma manera que los obtiene el Instituto, es decir, sin tener que depender de tablas u otros elementos para cuantificarlos;
- proteger y anonimizar cierta información que puede vulnerar el secreto estadístico que pesa sobre el microdato, por ejemplo, al no involucrar a la persona usuaria con las variables que definen el diseño muestral (estratos, UPM, USM), y que son necesarias para determinar el error de muestreo en una estimación.

Existen distintos métodos para conformar las réplicas (Wolter, 2007). El que se adopta para generar las submuestras en la ENUT 2021 es el *bootstrap* propuesto en Rao y Wu (1998), y en Rao, Wu y Yue (1992). Su formulación más general consiste en definir B submuestras *bootstrap* independientes de la muestra original. Para cada submuestra $b, b = 1, \dots, B$, el procedimiento lleva a que, en cada estrato de diseño, h , se seleccione una muestra simple al azar con reemplazo de $n_h - 1$ conglomerados a partir de la muestra original de n_h conglomerados. Se define el peso *bootstrap* $w_{hmg}^{*(b)}$ a partir de un peso inicial w_{hmg} para la g -ésima unidad en el conglomerado m del estrato h en la réplica b según el siguiente ajuste:

$$w_{hmg}^{*(b)} = \frac{n_h}{n_h - 1} m_{hm}^{*(b)} w_{hmg}$$

donde $m_{hm}^{*(b)}$ es el número de veces que el conglomerado m del estrato h fue seleccionado en la réplica b .

Estos pesos replicados *bootstrap* permiten calcular la estimación de interés en cada una de las B submuestras, y con la variabilidad de los resultados obtenidos se calcula una medida del error muestral para la estimación en cuestión. A tal efecto, se define la *varianza bootstrap* de $\hat{\theta}$ a partir de las réplicas como:

$$v_B(\hat{\theta}) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_{(b)}^* - \hat{\theta})^2, \quad [1]$$

donde

$\hat{\theta}$ es el estimador²¹ de θ calculado a partir de los ponderadores w_{hmg} definidos para la muestra; y θ un parámetro poblacional de interés para una característica dada,

y

$\hat{\theta}_{(b)}^*$ es el estimador de θ a partir de los ponderadores $w_{hmg}^{*(b)}$ de la réplica $b, b = 1, \dots, B$.

²¹ Ver apartado 7.

De [1] es inmediato obtener el del error estándar

$$ee_B(\hat{\theta}) = \sqrt{v_B(\hat{\theta})} \quad [2]$$

y el del coeficiente de variación

$$cv_B(\hat{\theta}) = \frac{ee_B(\hat{\theta})}{\hat{\theta}} \quad [3]$$

El método en su formulación teórica es propuesto para diseños estratificados multietápicas, con UPM seleccionadas mediante probabilidad proporcional a un tamaño (PPT) con reemplazo, y asumiendo una expresión para la varianza bajo un diseño con reposición con el supuesto de “último conglomerado”. Este supuesto sostiene que la primera etapa de muestreo (UPM) brinda la información necesaria para alcanzar una estimación del error por muestra, ignorando las restantes etapas definidas en el diseño.

En diseños muestrales con selección de unidades primarias sin reemplazo, es posible adoptar el método si la selección de las UPM sin reposición es más eficiente que la selección de UPM con reposición (West, 2012; Särndal, Swensson, y Wretman, 1992), como es el caso de la ENUT 2021, lo que convierte al proceso inferencial en conservador y válido para la encuesta.

Las réplicas para calcular la estimación de la varianza o del error por muestra en la ENUT 2021 fueron determinadas en forma independiente en cada dominio de estimación. Para ajustarse a los requerimientos del método, y dado que todas las UPM fueron autorrepresentadas en la encuesta, los estratos para el procedimiento *bootstrap* quedaron definidos por el estrato de la segunda etapa de muestreo y los “últimos conglomerados”, por las USM.

Para obtener estimaciones de varianza estables para distintos tipos de análisis, deberían estar disponibles tantas réplicas como sea posible. Pero se debe alcanzar un compromiso entre garantizar la estabilidad, controlar el tamaño de la base con las réplicas y limitar el tiempo de cálculo, entre otras cuestiones. Por estos motivos, en la ENUT 2021 el total de réplicas es de 300 ($B=300$), cantidad que asegura la estabilidad del estimador de varianza para las principales estimaciones de la encuesta.

Todas las réplicas se obtienen de la muestra original, que incluye a todos los hogares y las personas de las viviendas elegibles, cuyos factores iniciales vienen dados por $w_{0ijkl}^H a_{1c}$ para los hogares, y por $w_{0ijkl}^H a_{1c} a_{2c} m_{ijkl}$ para las personas. Estos pasan a ser corregidos o reescalados según el estrato h y el “último conglomerado” m al cual pertenece el hogar, como lo requiere el procedimiento *bootstrap* descripto.

En el cálculo de los pesos replicados se introducen los mismos ajustes efectuados en los factores de expansión de la encuesta, con el fin de incorporar los efectos de las correcciones en la estimación del error. Es decir, para cada una de las 300 réplicas, los pesos *bootstrap* son ajustados nuevamente por no respuesta y calibrados por sexo, edad y aglomerado de manera análoga a como lo fueron los pesos originales, como se detalla en las secciones 5.2, 5.3, 5.4 y 6. A diferencia de los pesos originales, los pesos *bootstrap* no son sometidos a un proceso de redondeo.

10. Modo de empleo de los pesos replicados

Como consecuencia del procedimiento detallado en la sección anterior, la ENUT 2021 dispone de dos conjuntos de réplicas, asociados a las estimaciones a nivel de personas:

$$\{w_{ijkl}^{*P(b)}, b = 1, \dots, 300\},$$

y otro para el bloque de hogar:

$$\{w_{ijkl}^{*H(b)}, b = 1, \dots, 300\},$$

que, vinculados a las bases con los microdatos, permiten calcular los errores muestrales para las estimaciones oficiales de la encuesta.

La presente sección constituye una guía de cómo deben ser empleadas las réplicas en distintas herramientas de cálculo: R²², SAS²³, Stata²⁴. En caso de no contar con ellas, se presenta un ejemplo que sugiere cómo efectuar el cálculo siguiendo la definición formulada en [1] del apartado 9, y que cualquier persona usuaria puede poner en práctica con pocos recursos.²⁵

Se advierte que la guía no constituye un manual exhaustivo de cada una de las herramientas y sus opciones, y que es aconsejable tener una mínima experiencia en aquella que se va a emplear. En resumen, se trata de cubrir los aspectos que hacen a la estimación de los errores muestrales bajo la metodología adoptada con el objetivo de brindar una orientación para lograrlos.

Se asume que la persona usuaria puede vincular las bases con microdatos de la encuesta con las correspondientes a las réplicas de manera unívoca, a través de los identificadores previstos y disponibles en cada una de ellas. Como resultado, cada unidad (persona u hogar) o registro de la base que va a emplear para el cálculo de los errores muestrales posee su factor de expansión asociado y cada uno de los 300 valores de los pesos *bootstrap* replicados.

Por otro lado, solo se incluyen los códigos que brindan las estimaciones puntuales, y el que permite alcanzar una medida del error vía el EE o el CV. Se consideran en los ejemplos la estimación de los parámetros definidos en la sección 7.

Para facilitar las indicaciones, la presentación emplea una notación genérica que no impide la correcta interpretación de los pasos a seguir por la persona usuaria. Por lo tanto, la base de la encuesta se define como **base_encuesta** e incluye la siguiente información:²⁶

²² www.r-project.org, versión 4.2.1.

²³ www.sas.com, versión 9.4 M3.

²⁴ www.stata.com, versión 15.

²⁵ No se incluye a la herramienta de cálculo SPSS, ya que, a la fecha, no cuenta oficialmente con la posibilidad de emplear la metodología desarrollada sin recurrir a una programación *ad hoc*.

²⁶ Se sugiere leer el *Manual de uso de la base de datos para usuarios* correspondiente a la ENUT 2021 para los detalles y los diccionarios vinculados a cada base.

- w : factor de expansión final de la encuesta.²⁷
- w_{repb} : peso *bootstrap* replicado, donde b representa el número de réplica al cual corresponden los pesos, tomando los valores de 1 a 300.²⁸
- B : cantidad de pesos replicados, en este caso 300.
- Y, Z : variables genéricas (continuas o categóricas), que hacen referencia a características para las cuales se requieren estimaciones de los parámetros poblacionales de interés (ver sección 7) y de sus respectivas estimaciones de los errores de muestreo.

10.1 Cálculo del error de muestreo a través de R

Una de las posibilidades disponibles, y que acepta la metodología propuesta en esta herramienta, es el paquete *Survey*²⁹ (Lumley, 2018). Siguiendo las indicaciones del manual³⁰, y asumiendo que *base_encuesta* fue importada a R, se define el objeto *diseño*³¹, que incluye las componentes que se requieren para los cálculos a través de la opción *svrepdesign*.

En *svrepdesign* se invoca el factor de expansión de la encuesta (w), el método que generó las réplicas (*bootstrap*), el conjunto de replicaciones ($w_{rep[1-9]+}$) que se encuentran en la base, y la opción *mse=T*. Estas indicaciones preparan a la herramienta para obtener las estimaciones y las estimaciones del error de muestreo, bajo las siguientes sentencias:

```
library(survey)
diseño=svrepdesign(data=base_encuesta,
  weights=~w,
  scale = 1/B,
  repweights="w_rep[1-9]+",
  type="bootstrap", mse=T)
```

A manera de ejemplo, se detallan los códigos que brindan la estimación puntual y la del error estándar a partir de los pesos *bootstrap*, respetando la metodología adoptada. Se incluye también la función que permite la estimación del CV correspondiente a la estimación en cuestión:

²⁷ Etiqueta que hace referencia a cualquiera de los siguientes factores de expansión: w_{ijkl}^p y w_{ijkl}^h .

²⁸ Etiqueta que hace referencia a alguno de los 2 conjuntos con las réplicas que se empleará para la estimación del error muestral.

²⁹ <https://cran.r-project.org/web/packages/survey/index.html>, versión 3.36.

³⁰ <https://cran.r-project.org/web/packages/survey/survey.pdf>

³¹ La persona usuaria puede optar por cualquier otro nombre para el objeto.

Estimador	Estimaciones por Survey
\hat{t}_y	svytotal(~Y,design= disenio) cv(svytotal(~Y,design= disenio))
\hat{y}	svymean(~Y,design= disenio) cv(svymean(~Y,design= disenio))
\hat{p}	svymean(~as.factor(Y),design= disenio) cv(svymean(~as.factor(Y),design= disenio))
\hat{R}_{YZ}	svyratio(~Y,~Z, disenio) cv(svyratio(~Y,~Z, disenio))

10.2 Cálculo del error de muestreo a través de Stata

Esta herramienta estadística presenta un módulo específico para efectuar estimaciones y análisis de datos proveniente de encuestas con diseños complejos. Las indicaciones que se brindan están habilitadas a partir de la versión 12 o superior (StataCorp, 2017). Stata permite operar con menús desplegable o bien vía sentencias o comandos; esta última es la forma que se adopta para la presentación.

Asumiendo que la persona usuaria incorporó la **base_encuesta** al entorno de Stata, el comando **svyset** es el que se emplea para gestionar los cálculos para las estimaciones. En él se deben identificar: el factor de expansión de la encuesta **w**, los pesos replicados **w_rep***, y el método para el cálculo de la varianza **bootstrap**. Asimismo, se debe incluir la opción **mse** para obtener el estimador de varianza **bootstrap** considerado en la sección 11. Para preparar a la herramienta para las estimaciones se debe invocar:

```
svyset [pw=w], bsrweight(w_rep*) vce(bootstrap) mse
```

A continuación, y habiendo definido **svyset**, se debe emplear el prefijo **svy** para las estimaciones y los errores de muestreo asociados. A manera de ejemplo, se presentan los códigos correspondientes para la estimación de un total, una media, proporciones y una razón:

Estimador	Estimaciones por Stata
\hat{t}_y	svy bootstrap : total Y estat cv
\hat{y}	svy bootstrap : mean Y estat cv
\hat{p}	svy bootstrap : proportion Y estat cv
\hat{R}_{YZ}	svy bootstrap : ratio (Y/Z) estat cv

En respuesta a la primera línea del código, y para cada caso, la herramienta brinda el resultado de la estimación del parámetro, la estimación de su error estándar a través

del método *bootstrap*, y los límites para el intervalo de confianza del 95% para la estimación. La segunda línea de código (**estat cv**) permite obtener una aproximación al CV de la estimación.

En el caso de que se disponga de la versión 10 de Stata, se debe proceder como se indicó en los párrafos anteriores, pero se tendrá que invocar al prefijo **svyset** con la opción **brrweight**, y **brr** en la opción **vce**. De esta forma, se podrán obtener estimaciones válidas para el EE, CV o el IC, al no contar en esa versión con la opción para implementar el método *bootstrap*. En su versión 9 o anteriores, la herramienta no cuenta con el prefijo **svy** para invocar estimaciones con pesos replicados y obliga a cambiar el procedimiento para obtener estimaciones de varianzas (Chowhan y Buckley, 2005).

10.3 Cálculo del error de muestreo a través de SAS

La herramienta para el análisis estadístico, SAS, emplea procedimientos específicos para el tratamiento de datos provenientes de muestras con diseños complejos. La componente SAS/STAT (SAS Institute Inc., 2017), incluye los procedimientos **surveymeans** y **surveyfreq**, que permiten brindar estimaciones de parámetros descriptivos de una población.

Habiendo incorporado **base_encuesta** al entorno SAS, la opción que debe emplearse en cualquiera de los procedimientos para alcanzar los errores muestrales es **varmethod=Bootstrap**, invocando los pesos replicados **w_rep1--w_rep300** vía **repweight** y el factor de expansión para las estimaciones **w** en **weight**. En particular, para la estimación de los parámetros señalados se presentan los siguientes códigos orientativos:

Estimador	Estimaciones por SAS
\hat{t}_y	<pre>proc surveymeans data=base_encuesta sum cvsum varmethod=Bootstrap; repweight w_rep1--w_rep300; weight w; var Y; run;</pre>
\hat{y}	<pre>proc surveymeans data=base_encuesta mean cv varmethod= Bootstrap; repweight w_rep1--w_rep300; weight w; var Y; run;</pre>
\hat{p}	<pre>proc surveyfreq data=base_encuesta varmethod=Bootstrap; repweight w_rep1--w_rep300; weight w; table Y; run;</pre>
\hat{R}_{YZ}	<pre>proc surveymeans data=base_encuesta varmethod=Bootstrap; repweight w_rep1--w_rep300; weight w; ratio Y/Z; run;</pre>

Se advierte que el método *bootstrap* para el cálculo de errores por muestra para diseños complejos está disponible para la versión 14.3 del componente SAS/STAT (SAS v.9.4 M3). En versiones anteriores se puede indicar **BRR** en *varmethod* como método de estimación de varianza, ya que esta opción permite obtener resultados válidos para hacer inferencia con los pesos *bootstrap* (Gagné, Roberts y Keown, 2014).

10.4 Alternativa para el cálculo del error de muestreo

Si no se cuenta con las herramientas que se presentaron para efectuar los cálculos de los errores de muestreo, y dependiendo del volumen de estimaciones que se desea, existe la posibilidad de recurrir a la operatoria que se presentó en el apartado 9 empleando las fórmulas [1] a [3].

Por ejemplo, si se asume que la variable Y está medida sobre las personas de la encuesta, la expresión que se debe emplear como estimador para un total t_y , según se lo definió en la sección 7, es:

$$\hat{t}_y = \sum_R w_{ijkl} Y_{ijkl}$$

Siguiendo lo señalado en la sección 9, la formulación para la varianza *bootstrap* [1] de un estimador es:

$$v_B(\hat{\theta}) = \frac{1}{300} \sum_{b=1}^{300} (\hat{\theta}_{(b)}^* - \hat{\theta})^2$$

Empleando al conjunto de réplicas $\{w_{ijkl}^b, b = 1, \dots, 300\}$ y reemplazando a $\hat{\theta}$ por \hat{t}_y , y a $\hat{\theta}_{(b)}^*$ por $\hat{t}_{y(b)}^*$, donde $\hat{t}_{y(b)}^* = \sum_R w_{ijkl}^b Y_{ijkl}$ es la estimación del total a partir de los factores de expansión w_{ijkl}^b para la p -ésima persona en la b -ésima submuestra *bootstrap*, $b = 1, \dots, 300$, permite calcular estimaciones para la varianza *bootstrap* de \hat{t}_y , a través de:

$$v_B(\hat{t}_y) = \frac{1}{300} \sum_{b=1}^{300} (\hat{t}_{y(b)}^* - \hat{t}_y)^2 \quad [4]$$

para el error estándar, según

$$ee_B(\hat{t}_y) = \sqrt{v_B(\hat{t}_y)}$$

y para del coeficiente de variación con

$$cv_B(\hat{t}_y) = \frac{ee_B(\hat{t}_y)}{\hat{t}_y}$$

De manera análoga se procede para los casos de un promedio, una proporción, o un cociente o razón, reemplazando en [1] $\hat{\theta}$ por \hat{y} , \hat{p}_A , o \hat{R}_{yz} , según corresponda (ver sección 7) y las estimaciones *bootstrap* $\hat{\theta}_{(b)}^*$ que emplean a las réplicas por:

$$\hat{Y}^*_{(b)} = \frac{\sum w_{ijkl}^* y_{ijkl}}{\sum w_{ijkl}^*},$$

$$\hat{p}^*_{A(b)} = \frac{\sum w_{ijkl}^* y_{ijkl}}{\sum w_{ijkl}^*},$$

o,

$$\hat{R}^*_{yz(b)} = \frac{\sum w_{ijkl}^* y_{ijkl}}{\sum w_{ijkl}^* z_{ijkl}}$$

según sea el caso, para obtener las respectivas varianzas estimadas por *bootstrap*, como también ee_B y cv_B , para cualquiera de las estimaciones en cuestión. El mismo procedimiento, con el conjunto de réplicas adecuado, se puede emplear para obtener las varianzas estimadas para las estimaciones que se originen a partir de características de los hogares.

11. Recomendaciones para el uso con fines estadísticos de los datos de la encuesta

No es posible asumir en todos los resultados de la encuesta la misma confianza. Incluso en algunas situaciones no es aconsejable tomarlos como válidos para hacer inferencia estadística. Distintos motivos pueden afectar las estimaciones y, en consecuencia, la inferencia que se haga a partir de ellas. Por ejemplo, las estimaciones pueden no representar a la población objetivo de interés, cuando:

- los parámetros de interés se estiman en dominios no previstos en el diseño de la encuesta, o son marginales para la población o subpoblación en estudio;
- la cantidad de hogares o personas involucradas en la estimación es escasa;
- la estimación de un total involucrado en el denominador de un cociente posee una variabilidad o coeficiente de variación muy alto.

En todas estas situaciones el comportamiento del estimador empleado, tanto el del parámetro como el de la varianza, puede sufrir un deterioro importante en términos de precisión. Si bien se realizaron ajustes para disminuir el impacto del sesgo que introducen algunos de los errores no muestrales, este puede persistir y acentuarse si se está en presencia de algunas de estas situaciones.

A su vez, algunos de los supuestos en los que se sostiene la metodología para el cálculo de los errores de muestreo pueden no cumplirse o verse afectados. Por ejemplo,

- si se calculan estimaciones a niveles de desagregación muy alta,
- en dominios de análisis donde participan pocas unidades en los “últimos conglomerados”,
- si la característica no está presente en la mayoría de los “últimos conglomerados”, o

- si en las estimaciones participan factores de expansión con alta variabilidad, o con algunos valores extremos.

En los casos mencionados, la estimación del parámetro puede tener un nivel de error muy alto, o bien la estimación del error de muestra puede ser inestable como para suponerlo confiable. Por lo tanto, se advierte a todas las personas usuarias que empleen la base con los datos de la encuesta para sus propias estimaciones que deberán poner atención y ser prudentes a la hora de sacar conclusiones en ciertas circunstancias.

11.1 Recomendaciones sobre las estimaciones

Para ayudar a la interpretación de los resultados de la encuesta, se presentan algunas recomendaciones y sugerencias para identificar estimaciones en las que se debe poner poca o ninguna confianza.

El siguiente cuadro cubre algunas de las situaciones más generales por las que puede atravesar una estimación. Quien lea los resultados oficiales publicados de la encuesta, o las personas usuarias que generen sus propias estimaciones a partir de la base que entrega el INDEC, deben tenerlo presente a la hora de evaluar la precisión de una estimación o la confianza que se puede poner en ella y al sacar sus conclusiones del fenómeno que están estudiando a partir de la encuesta.

Recomendaciones para interpretar las estimaciones

Calidad de la Estimación	Condición	Recomendaciones
No confiable	Si se cumple alguna de las siguientes: <ul style="list-style-type: none"> - el total de unidades involucradas en el cálculo de la estimación es menor a 100, - la estimación de una razón es menor a 0.05, - la estimación de una proporción es menor al 5%, - el denominador de un cociente, razón, o proporción, tiene un $CV > 10\%$ - la estimación posee un $CV > 33,3\%$ 	Se recomienda no emplear a la estimación en este caso. Si existe la necesidad de publicarla, se debe advertir que las conclusiones basadas en ella no son confiables o válidas.
Poco confiable	La estimación posee un CV en el rango: $16,6\% < CV \leq 33,3\%$	La estimación debe ser considerada con precaución. Hay una alta probabilidad de que la inferencia resultante presente un nivel de error elevado. Se recomienda presentarla con alguna notación en la que se advierta de esta situación.
Confiable	La estimación posee un CV en el rango: $CV \leq 16,6\%$	La estimación puede ser considerada sin restricciones. No se requiere una notación especial.

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

Se insiste con la recomendación de que, en el caso de que algunas de las estimaciones sean consideradas no confiables o poco confiables para inferir al total de la población o en subpoblaciones y la persona usuaria desee incorporarlas en una publicación, se incluya una advertencia y se haga una referencia a las limitaciones del caso citando la presente guía metodológica, en particular el cuadro, definido por el Instituto como estándar para la encuesta.

11.2 Recomendaciones para estimaciones en dominios

Otro aspecto importante de la base de datos de la encuesta que se debe tener en cuenta es la manera en que se calculan las estimaciones en subpoblaciones. Una práctica habitual es filtrar o seleccionar los casos que componen el dominio o la subpoblación, y a partir de ellos obtener una estimación del parámetro de interés para ese subconjunto de la población. Si se emplea esa modalidad para el cálculo del error muestral, es importante señalar que generalmente puede llevar a subestimarlo y, en algunas circunstancias, de manera grosera.

La herramienta que se emplee para la estimación del error de muestreo debe hacer uso de todas las observaciones de la muestra, para obtener una medida confiable y no subestimarla. Por lo general la documentación que acompaña a la herramienta contempla esta advertencia. En particular, las personas usuarias que deseen calcular estimaciones en subpoblaciones o dominios pueden recurrir a las opciones **subset**³² en *R*, **subpop** en *Stata*, y **domain** en *SAS* para obtener en forma adecuada la estimación del CV o del EE que esté calculando.

11.3 Recomendaciones sobre el cálculo de intervalos de confianza

Los intervalos de confianza (IC) brindan otro camino para evaluar la variabilidad inherente a las estimaciones provenientes de una muestra probabilística. Un intervalo de confianza es un rango de valores que tiene una probabilidad, conocida como nivel de confianza, de contener el valor poblacional del parámetro. En otras palabras, un intervalo de confianza al 0,95 significa que, si se selecciona un gran número de muestras y se calcula un IC para cada una de ellas, el 95% de los IC construidos deberían contener al valor verdadero del parámetro.

Para quienes deseen acompañar sus estimaciones con un intervalo de confianza y cuenten con la estimación de su varianza o de su error estándar, un IC con un nivel de confianza del 95% se puede calcular en forma aproximada de la siguiente manera:

$$IC_{\theta,95\%}: \left(\hat{\theta} - 1.96 * \sqrt{v_B(\hat{\theta})}; \hat{\theta} + 1.96 * \sqrt{v_B(\hat{\theta})} \right),$$

donde $v_B(\hat{\theta})$ es la varianza *bootstrap*; o a partir de $cv_B(\hat{\theta})$, como:

$$IC_{\theta,95\%}: \left(\hat{\theta} - 1.96 * cv_B(\hat{\theta}) * \hat{\theta}; \hat{\theta} + 1.96 * cv_B(\hat{\theta}) * \hat{\theta} \right)$$

³² En el paquete “survey” es posible utilizar también el comando *svyby* para obtener estimaciones en subpoblaciones.

En la determinación de un IC juegan roles importantes la distribución probabilística del estimador y las propiedades asintóticas del estimador empleado para la varianza. A diferencia del EE y el CV, el IC obliga a adoptar algunos supuestos sobre el estimador $\hat{\theta}$ empleado para estimar el parámetro de interés. Entre ellos, que de manera aproximada siga en distribución una ley Normal, lo que resulta de difícil verificación en la práctica.

Como se advierte en distintos apartados, el diseño muestral de la encuesta no es un MSA, e involucra distintas etapas con probabilidades de selección proporcionales a tamaños y estratificaciones. Esta complejidad en el diseño por lo general lleva a que el conjunto de datos no siga la hipótesis *i. i. d.*, o sea, de independencia e igual distribución, requerida en este contexto para sostener el supuesto de normalidad (Heeringa, West, Berglung, 2017).

En virtud de lo expuesto, se sugiere a las personas usuarias tener precaución al construir un IC para las estimaciones y no abusar de los supuestos cuando algunos pueden no cumplirse, en particular en las situaciones señaladas en párrafos anteriores de esta sección.

Referencias

- American Association for Public Opinion Research (2016). *Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys*. (9° ed.). AAPOR.
https://www.aapor.org/AAPOR_Main/media/publications/Standard-Definitions-20169theditionfinal.pdf
- Brick M., Morganstein D. y Valliant R. (2000). *Analysis of Complex Sample Data Using Replication*. Westat.
https://www.researchgate.net/profile/David_Morganstein/publication/252297575_Analysis_of_Complex_Sample_Data_Using_Replication/links/55562a2e08ae6fd-2d8235fbf/Analysis-of-Complex-Sample-Data-Using-Replication.pdf
- Carlson B. (2013). Response Rates Revisited. Proceedings American Statistical Associations. *Survey Research Methods Section*, JSM 2013, pp. 1200-1208.
http://www.asasrms.org/Proceedings/y2013/files/308173_80404.pdf
- Chowhan J. y Buckley N. (2005). Using Mean Bootstrap Weights in Stata: A BSWREG Revision. *The Research Data Centres Information and Technical Bulletin*, 2(1), pp. 23-37. Statistics Canada.
<http://www.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=12-002-X20040016890&lang=eng>
- Deville J. y Särndal C.E. (1992). Calibration Estimators in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 87, pp. 376-382.
DOI:10.1080/01621459.1992.10475217
- Frankel, Lester R. (1983). The Report of the CASRO Task Force on Response Rates. En Wiseman, Frederick (ed.). *Improving Data Quality in a Sample Survey*. Marketing Science Institute.
- Gagné C., Roberts G. y Keown L. (2014). Weighted Estimation and Bootstrap Variance Estimation for Analyzing Survey Data: How to Implement in Selected Software. *The Research Data Centres Information and Technical Bulletin*, 6(1).
<https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/12-002-x/2014001/article/11901-eng.htm>
- Haziza D. y Beaumont J.F. (2017). Construction of Weights in Surveys: A Review. *Statistical Science*, 32, 206-226.
DOI:10.1214/16-STS608
- Heeringa S., West B. y Berglund P. (2017). *Applied Survey Data Analysis*. (2° ed.) Chapman & Hall/CRC.
DOI:10.1201/9781315153278
- Lemaître G. y Dufour J. (1987). An Integrated Method for Weighting Persons and Families. *Survey Methodology*, 13, pp. 199-207.
<https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/catalogue/12-001-X198700214607>
- Lumley T. (2010). *Complex Surveys: A Guide to Analysis Using R*. J. Wiley & Sons.
DOI:10.1002/9780470580066

- Lumley T. (2018). Survey: Analysis of Complex Survey Samples. R package version 3.33-2.
<https://cran.r-project.org/package=survey>
- Rao J.N.K. y Wu C.F.J. (1988). Resampling Inference with Complex Surveys Data. *Journal of American Statistical Association*, 83, pp. 231-241.
DOI: [10.1080/01621459.1988.10478591](https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478591)
- Rao J.N.K., Wu C.F.J. y Yue K. (1992). Some Recent Work on Resampling Methods for Complex Surveys. *Survey Methodology*, 18, pp. 209-217.
<https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/12-001-x/1992002/article/14486-eng.pdf>
- Sarndall C., Swensson B. y Wretman J. (1992). *Model Assisted Survey Sampling*. Springer-Verlag Publishing.
- SAS Institute Inc. (2017). *SAS/STAT® 14.3 User's Guide*. SAS Institute Inc.
- StataCorp (2017). *Stata Survey Data Reference: Release 15*. StataCorp LLC.
- Valliant R., Dever J. A. y Kreuter F. (2013). *Practical Tools for Designing and Weighting Survey Samples*. Springer.
DOI: [10.1007/978-1-4614-6449-5_14](https://doi.org/10.1007/978-1-4614-6449-5_14).
- West B. (2012). Accounting for Multi-stage Sample Designs in Complex Sample Variance Estimation. Michigan Program in Survey Methodology.
http://www.isr.umich.edu/src/smp/asda/first_stage_ve_new.pdf
- Wolter, K.M. (2007). *Introduction to Variance Estimation* (2° ed.). Springer-Verlag.
DOI: [10.1007/978-0-387-35099-8](https://doi.org/10.1007/978-0-387-35099-8)

Anexo I.A

Total de UPM y USM de la MMUVRA presentes en la ENUT 2021

Región	UPM	USM
Total	39	2.852
Gran Buenos Aires	2	601
Noroeste	6	415
Noreste	4	248
Cuyo	5	318
Pampeana	14	882
Patagonia	8	388

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

Anexo I.B

Localidades de la MMUVRA involucradas en la ENUT 2021

Región	Localidades
Gran Buenos Aires	Ciudad Autónoma de Buenos Aires; Partidos del Gran Buenos Aires
Cuyo	Godoy Cruz; Guaymallén; Las Heras; Luján de Cuyo; Maipú; Mendoza; San Rafael Alto de Sierra; Chimbas; Rawson; Rivadavia; San Juan; Santa Lucía; Villa Barboza-Villa Nacusi; Villa General San Martín-Campo Afuera Juana Koslay; La Punta; San Luis; Villa Mercedes
Noreste	Corrientes Formosa Barranqueras; Fontana; Puerto Vilelas; Resistencia Garupá; Posadas
Noroeste	San Fernando del Valle de Catamarca; San Isidro; San José Alderetes; Banda del Río Salí; Barrio San José III/020 Villa Carmela; Diagonal Norte-Luz y Fuerza-Los Pocitos-Villa Nueva Italia; El Manantial; San Miguel de Tucumán; Tafí Viejo; Villa Mariano Moreno-El Colmenar; Yerba Buena-Marcos Paz Palpalá; San Salvador de Jujuy Cerrillos; Salta; Vaqueros El Zanjón; La Banda; La Dársena; Santiago del Estero La Rioja
Pampeana	Bahía Blanca; Berisso; Carmen de Patagones; Ensenada; General Daniel Cerri; La Plata; Mar del Plata; Ruta Sol; San Nicolás de los Arroyos; Tandil Colonia Avellaneda; Concordia; Paraná Córdoba; La Calera; Las Higueras; Mendiolaza; Parque Norte-Ciudad de los Niños-Villa Pastora-Almirante Brown; Río Cuarto; Villa Allende Barrio Arroyo del Medio; Fray Luis Beltrán; Funes; Granadero Baigorria; Pérez; Puerto General San Martín; Roldán; Rosario; San José del Rincón; San Lorenzo; Santa Fe; Santo Tomé; Sauce Viejo; Villa Constitución; Villa Gobernador Gálvez Santa Rosa; Toay
Patagonia	Comodoro Rivadavia; Playa Unión; Rada Tilly; Rawson; Trelew Neuquén; Plottier San Carlos de Bariloche; Viedma Río Gallegos Río Grande; Ushuaia

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

Anexo I.C

Distribución territorial de los aglomerados y las localidades que participan en la ENUT 2021



Anexo II.A

Total de viviendas elegibles, no elegibles y de elegibilidad desconocida, por región

Región	Viviendas			
	en la muestra	elegibles	no elegibles	de elegibilidad desconocida
Total	28.520	24.690	3.448	382
Gran Buenos Aires	6.010	5.002	745	263
Noroeste	4.150	3.682	468	0
Noreste	2.480	2.170	264	46
Cuyo	3.180	2.790	335	55
Pampeana	8.820	7.625	1.183	12
Patagonia	3.880	3.421	453	6

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

Anexo II.B

Causas de no elegibilidad o elegibilidad desconocida de las viviendas, por región

Región	Vivienda					Local	Dirección no existente	En área insegura	Razón indeterminada
	Deshabitada	Demolida	De fin de semana	En construcción	Usada como establecimiento				
Total	1.705	79	299	211	273	259	622	161	221
Gran Buenos Aires	343	8	45	31	53	34	231	103	160
Noroeste	250	10	62	32	37	29	48	0	0
Noreste	129	10	11	22	19	23	50	8	38
Cuyo	178	9	17	19	26	25	61	33	22
Pampeana	607	29	103	79	80	104	181	11	1
Patagonia	198	13	61	28	58	44	51	6	0

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

Anexo II.C

Total de hogares con y sin respuesta, por región

Región	Hogares					
	Elegibles	Con respuesta	Sin respuesta			
			Total	Ausencia	Rechazo	Otras causas
Total	24.902	15.439	9.463	3.915	5.205	343
Gran Buenos Aires	5.031	2.370	2.661	1.035	1.532	94
Noroeste	3.756	2.707	1.049	423	555	71
Noreste	2.184	1.408	776	410	346	20
Cuyo	2.809	1.821	988	438	522	28
Pampeana	7.698	4.911	2.787	1.018	1.693	76
Patagonia	3.424	2.222	1.202	591	557	54

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

Anexo II.D

Total de personas según respuesta, por región

Región	Personas		
	Seleccionadas	Con respuesta	Sin respuesta
Total	15.439	14.350	1.089
Gran Buenos Aires	2.370	2.168	202
Noroeste	2.707	2.501	206
Noreste	1.408	1.292	116
Cuyo	1.821	1.636	185
Pampeana	4.911	4.625	286
Patagonia	2.222	2.128	94

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

Anexo II.E

Total de personas por causa de no respuesta, por región

Región	Personas sin respuesta	Causa de no respuesta		
		Ausencia	Rechazo	Otras causas
Total	1.089	410	480	199
Gran Buenos Aires	202	84	99	19
Noroeste	206	77	78	51
Noreste	116	40	53	23
Cuyo	185	76	86	23
Pampeana	286	98	123	65
Patagonia	94	35	41	18

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

Anexo III.

Tasa de respuesta de los hogares y las personas

La tasa de respuesta de los hogares es la proporción de hogares en viviendas elegibles que completó la encuesta. Es una medida de calidad importante y permite evaluar en forma general el desempeño en la operación de captura de datos en una encuesta. Los estándares o protocolos adoptados por la comunidad estadística, por ejemplo, los de la The American Association for Public Opinion Research (AAPOR, 2016) o el Council of American Survey Research Organizations–CASRO (Frankel, 1983) sugieren realizar los cálculos a partir de considerar no solo las unidades elegibles y con respuesta, sino también las de elegibilidad dudosa o desconocida.

Esta modalidad permite tener en cuenta explícitamente la incertidumbre que a menudo rodea la elegibilidad de una dirección, vivienda u otra unidad seleccionada para una encuesta. Por ejemplo, los casos no contactados incluyen aquellos donde no se sabe si existe una vivienda particular en la dirección asignada a un encuestador y se desconoce si es elegible para el estudio. Ante la falta de contacto, la elegibilidad será desconocida a menos que pueda ser determinada de alguna otra forma (información adicional del marco muestral, declaración de un vecino, inspección ocular de la unidad seleccionada, revisita por parte de supervisor, etc.). Existen situaciones donde ocurre que el contacto es imposible por presencia de sistemas de seguridad o portones cerrados, por tratarse de unidades de vivienda múltiple de difícil acceso, o por encontrarse en áreas inaccesibles ya sea por inclemencias climáticas o cuestiones de inseguridad. También es posible que la dirección brindada sea errónea, cuente con información insuficiente para ubicarla o sea inexistente para el encuestador o supervisor de la encuesta.

Todas las alternativas propuestas para el cálculo de la tasa de respuesta realizan algún supuesto sobre las unidades cuya elegibilidad está en duda o es desconocida e involucran en su expresión a la tasa de elegibilidad e ($0 \leq e \leq 1$), o sea, la proporción estimada de casos con elegibilidad desconocida o dudosa que son elegibles (Carlson, 2013).

El valor máximo, $e = 1$, es el que se corresponde con asumir que todos los casos con elegibilidad desconocida o dudosa son elegibles. El supuesto origina la mayor subestimación de la tasa de respuesta (*RR1*, en la notación de la AAPOR). La propuesta mínima asume que la proporción de unidades con elegibilidad desconocida son no elegibles, o sea $e = 0$, maximizando el valor de la tasa de respuesta (*RR5*, en la notación de la AAPOR).

Un valor intermedio, adoptado para el cálculo de la tasa de respuesta de la encuesta, es el que emplea el método de asignación proporcional o método de CASRO. Se asume que la proporción de unidades elegibles para el conjunto de unidades con elegibilidad determinada es igual que para el conjunto de unidades cuya elegibilidad es desconocida o dudosa. En otras palabras, la proporción de unidades inelegibles es igual para unidades con elegibilidad conocida y para unidades con elegibilidad desconocida o dudosa. Este supuesto tiene la ventaja de facilitar los cálculos y de proveer estimaciones conservadoras para la tasa de respuesta (*RR3*, en la notación de la AAPOR).

Entonces, si

R : cantidad de hogares con respuesta dentro de cada vivienda elegible,

EL : cantidad total de hogares dentro de cada vivienda elegible,

NE : cantidad de hogares o viviendas no elegibles,

ED : cantidad de hogares o viviendas con elegibilidad dudosa o desconocida

$e = EL / (EL + NE)$: tasa de elegibilidad, o proporción estimada de hogares con elegibilidad desconocida.

la variante $RR3$ para la tasa de respuesta queda definida como: $RR3 = \frac{R}{EL + e * ED}$.

Los siguientes cuadros presentan las tasas de respuesta con la versión $RR3$ y una cota superior o valor máximo estimado cuando se asume $e = 0$, $RR5 = \frac{R}{EL}$, para hogares; y la $RR5$ para la tasa de respuesta a nivel de personas por región y total país.³³

Tasas de respuesta por regiones y total del país

Región	Respuesta de hogares		Respuesta de personas
	RR3	RR5	
	%		
Total	61,2	62,0	92,6
Gran Buenos Aires	45,1	47,1	91,5
Noroeste	72,1	72,1	92,4
Noreste	63,3	64,5	91,8
Cuyo	63,7	64,8	89,8
Pampeana	63,7	63,8	94,2
Patagonia	64,8	64,9	95,8

Fuente: INDEC, Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021.

³³ Para los cálculos no se emplearon los factores de expansión, dado que se busca poner de manifiesto el éxito del esfuerzo en la captura de los datos de la encuesta, independientemente de cuánto representa en la población una unidad.

Glosario

Aglomerado o localidad compuesta: una unidad geoestadística urbana, determinada por criterios físicos y territoriales, que se extiende sobre dos o más áreas político-administrativas, sean ellas jurisdicciones de primer orden (provincia), segundo orden (departamento o partido) o áreas de gobierno local. Es una unidad de área y es la unidad de muestreo de primera etapa (UPM) del marco de muestreo de la Muestra Maestra Urbana de Viviendas de la República Argentina (MMUVRA). (Ver **Localidad**).

Aleatorio: concepto que permite calificar un evento vinculado a un resultado posible entre otros y desconocido antes de ser ejecutado. Dentro del muestreo probabilístico, es el propio mecanismo el que asegura que la muestra resultante no pueda ser predicha de antemano. En ese contexto, las respuestas a las variables indagadas por la encuesta son tratadas como valores fijos, y la componente aleatoria es solo atribuida al proceso de selección que origina la muestra.

Área MMUVRA: unidad de área que coincide, en general, con el radio censal definido sobre la base cartográfica del Censo Nacional de Población y Viviendas 2010. Sin embargo, también puede estar determinada por un agrupamiento de radios contiguos para ajustarse a requerimientos de tamaño en términos de viviendas; por recortes operativos en algunos radios por baja densidad de viviendas, economía de recursos, o costos. Estas áreas son las unidades de segunda etapa de muestreo (USM) de la MMUVRA, y en cada UPM seleccionada, el conjunto compone el marco de muestreo para la selección de segunda etapa del diseño muestral.

Autorrepresentada: dentro del muestreo de poblaciones finitas, se considera que una unidad muestral está autorrepresentada cuando se la incluye sin pasar por el proceso de selección aleatorio de una muestra; equivale a que la unidad tenga probabilidad 1 de ser seleccionada y siempre forme parte de cualquiera de las muestras surgida del diseño muestral. Como consecuencia, en el proceso inferencial, los valores de las características observadas en dicha unidad participan sin ponderarse o expandirse, y sin sumar al error muestral del estimador.

Bootstrap: método no paramétrico que utiliza en forma intensiva recursos computacionales para realizar inferencias estadísticas. En líneas generales, emplea un remuestreo aleatorio intensivo, desde la muestra original, para generar un conjunto de réplicas o muestras *bootstrap*. A partir de ellas, se determina una aproximación empírica de la función de distribución muestral del estimador, que permite construir las medidas usuales del error tales como varianza, desvío estándar, intervalos de confianza, etcétera.

Calibración: conjunto de procedimientos o técnicas de corrección de los factores de expansión que se utiliza en las encuestas por muestreo. Emplea la información agregada (totales), disponible para un conjunto de variables (de calibración) indagadas, que proviene de fuentes externas a la encuesta para el total de la población. Permite ajustar los factores o ponderadores, de manera tal que las estimaciones de totales para ese conjunto de variables coincidan con sus totales poblacionales. Esta práctica, por lo general, propicia la precisión en las estimaciones o la corrección de problemas de cobertura del marco de muestreo.

Censo: operativo que intenta enumerar el total de elementos que conforman una población y medir una o más características de ellos. Puede brindar información con un

nivel de desagregación geográfico y detalle muy alto. Se lo puede considerar como una muestra al 100% de la población. Debido a esta característica, los resultados que se obtienen están libres de error muestral; no así de errores ajenos al muestreo (tales como no respuesta, cobertura, medición, procesamiento, u otras fuentes siempre presentes en una operación estadística).

Cobertura: grado de inclusión de los elementos de la población objetivo en el marco muestral. Si el marco no contiene todos los elementos de la población objetivo, se está en presencia de una subcobertura de la población; por el contrario, habrá sobrecobertura si existe la duplicación de elementos o la inclusión en el marco de unidades que no forman parte de la población objetivo.

Coefficiente de variación (CV): dentro del ámbito del muestreo en poblaciones finitas, constituye otra forma de presentar el error de muestreo. Se lo obtiene a partir del cociente entre el error estándar del estimador y el estimador. En general, se lo calcula en términos porcentuales, siendo esto un beneficio, dado que es una cantidad libre de unidad de medición, lo que permite la comparabilidad.

Conglomerado: conjunto de unidades o elementos de la población agrupados por naturaleza propia o sobre la base de un criterio de proximidad. El conglomerado puede ser un agrupamiento ya existente de la población (vivienda u hogar, hospital, escuela); estar definido por divisiones administrativas, operativas o geográficas del territorio al que pertenecen los elementos (manzanas, radios censales, fracciones censales, localidades, departamentos), o a fracciones del tiempo (semanas, días, tramos horarios, etc.). Generalmente, es utilizado en diseños multietápico, en los que la selección de elementos o miembros de la población en forma directa resulta impracticable por ausencia de listados o por motivos relacionados a los costos operativos.

Diseño muestral: marco metodológico y de trabajo que sirve de base para la selección de la muestra, y que afecta a otros aspectos importantes de un estudio o encuesta. Define la población objetivo de la encuesta; el marco de muestreo que se emplea y que la representa, y el tipo de vínculo que tienen sus unidades con las de la población; las distintas etapas y los métodos involucrados en la selección de la muestra; las probabilidades asociadas a esas etapas y unidades; el tamaño de la muestra; los principales dominios de estimación; y las fórmulas de cálculo o los estimadores que se deben emplear para obtener los resultados a partir de los datos de la encuesta.

Diseño muestral complejo: diseño que emplea una o varias etapas de selección, distintos tipos de estratificación y de conglomeración de las unidades, y que involucra probabilidades no uniformes en los procesos de selección de la muestra. Se adopta generalmente para las encuestas a hogares, ya que presenta la mejor opción cuando no se cuenta con un marco de lista de viviendas o cuando confeccionarlo es costoso.

Dominios de análisis: subconjuntos de respondientes de una encuesta, generalmente determinados por características sociodemográficas, sobre los cuales se desea realizar el análisis de la información que provee la encuesta. A diferencia de los dominios de estimación, estos dominios no fueron contemplados por el diseño muestral, porque no fueron previstos o porque no fue posible determinar la pertenencia de los elementos de la muestra a cada dominio *a priori*. Por lo tanto, no existió un control sobre la precisión para las estimaciones para estos dominios, ni sobre sus tamaños de muestra, que pasan a ser aleatorios para el diseño muestral.

Dominios de estimación: subconjuntos de la población objetivo cuyos elementos pueden ser identificados en el marco muestral sin ambigüedad, y a los que en la etapa de diseño de la encuesta se les determina un tamaño de muestra y un nivel de precisión predefinido para obtener estimaciones de interés en ellos. Por lo general, son los dominios de publicación en los que el diseño muestral permite desagregar los resultados de la encuesta. En una encuesta a hogares, suelen ser agregados geográficos, o agrupamientos geopolíticos o administrativos del territorio (región, provincia, aglomerado o localidad principal, etcétera).

Efecto de diseño: cociente entre la variancia de un estimador correspondiente al diseño muestral empleado para seleccionar la muestra (en general, complejo) y la variancia del estimador que se obtendría bajo un muestreo simple al azar (MSA) de igual tamaño. Se lo emplea para evaluar la precisión en las estimaciones y, por lo general, se lo vincula a diseños muestrales que involucran conglomerados por la relación que tiene este indicador con la medida de homogeneidad interna en este tipo de unidades. Tiene otros potenciales usos, en particular a la hora de determinar tamaños de muestra en diseños complejos. Se debe tener en cuenta que es el cociente de dos cantidades poblacionales desconocidas y, por lo tanto, debe ser estimado a partir de la muestra.

Elegibilidad: refiere a si una unidad de la muestra es parte de la población objetivo o no. Errores en la determinación de la elegibilidad afectan directamente a dos aspectos importantes de la calidad de una encuesta. En primer lugar, si las reglas que determinan la condición de elegible o no de una unidad no son claras y precisas puede generarse un sesgo o error de cobertura. En segundo lugar, la tasa de respuesta de una encuesta puede estar subestimada si a muchas unidades inelegibles se las asume como elegibles en los cálculos.

Encuesta Permanente de Hogares (EPH): uno de los principales operativos con fines estadísticos del INDEC. Indaga sobre las características de la población en términos de mercado de trabajo, ocupación e ingresos, entre otras. Tiene una periodicidad trimestral, con un alcance geográfico sobre 31 entidades geográficas denominadas “aglomerados EPH”. En el tercer trimestre del año calendario se amplía la cobertura a nivel nacional y provincial, para la población urbana.

Error aleatorio: error causado por cambios desconocidos e impredecibles en un proceso de medición.

Error cuadrático medio (ECM): forma más general que toma el error muestral de un estimador en presencia de sesgo. Esta última componente resulta de una fuente de error que sistemáticamente distorsiona las estimaciones en una dirección, y cuyo promedio sobre todas las realizaciones de la muestra hace que difiera consistentemente de su verdadero valor poblacional o parámetro. A diferencia de la variancia muestral del estimador, que se puede estimar desde la propia muestra, el sesgo necesita de valores poblacionales, desconocidos a menos que se realice un censo, para poder ser cuantificado. Aun así, el ECM es una medida importante que se emplea para estudiar el comportamiento teórico de un estimador, y su formulación analítica corresponde a la suma de la variancia muestral del estimador y el sesgo al cuadrado.

Error de cobertura: error producido por diferencias entre la población objetivo y la población que cubre el marco muestral. Puede deberse a problemas de subcobertura y sobrecobertura del marco (ver **Cobertura**). En el primer caso, algunos elementos

de la población objetivo tienen una probabilidad nula de ser seleccionados para una muestra. En el segundo, por incluir erróneamente o duplicar algunos de los elementos, estos poseen una probabilidad de ser seleccionados cuando no la deberían tener, o es más alta de la que le corresponde. El error neto de cobertura es la diferencia entre la subcobertura y la sobrecobertura.

Error de medición: cualquier desviación aleatoria o sistemática entre el verdadero valor de la medición y el valor obtenido a partir del proceso o instrumento que origina la medida.

Error de muestreo, error muestral o error por muestra: error asociado con la no observación, es decir, ocurre porque no todos los miembros de la población se incluyen en la muestra. Se refiere a la diferencia entre la estimación derivada de la muestra y el valor “verdadero” que resultaría si se realizara un censo de toda la población bajo las mismas condiciones en las que se llevó adelante la muestra. Tiene la particularidad de ir disminuyendo a medida que aumenta el tamaño de la muestra, y a través del muestreo probabilístico es posible estimarlo a partir de la propia muestra. En ausencia de sesgo, este error se corresponde a la componente aleatoria definida por la varianza muestral del estimador que da origen a la estimación.

Error estándar: medida de la variabilidad de una estimación debida al muestreo. Se obtiene a partir de la raíz cuadrada de la varianza del estimador. Posee las mismas unidades de medición que la estimación y se calcula a partir de la muestra.

Error de no respuesta: sesgo sobre el estimador que produce la diferencia entre las unidades muestrales que responden y las que no responden. Su magnitud depende de la tasa de no respuesta y de la asociación entre la probabilidad de respuesta de las unidades y la característica que está siendo estudiada. (Ver **No respuesta**).

Error de respuesta: error que ocurre cuando se obtienen respuestas incorrectas, de manera deliberada o no, a las preguntas del cuestionario. Diversos motivos llevan a las personas encuestadas a brindar información errónea: de forma intencional, por temor a que se descubra su información, vergüenza, desconfianza; o de manera no intencional, por falta de comprensión de las preguntas, falta de memoria, entre otras. La existencia de estos errores limita la validez de los resultados que se extraen de los datos y, por ende, afecta la calidad de una encuesta.

Error no muestral: conjunto de todos los tipos y las fuentes de error que potencialmente pueden afectar a una encuesta, con la excepción de aquel asociado al muestreo (ver **Error de muestreo**). Forman parte de este conjunto los errores de cobertura del marco muestral, los del instrumento de medición o la modalidad empleada en la captura de la información, los que surgen de la interacción entre el entrevistador y quien responde, los que ocasionan la no respuesta, los que aparecen en la etapa de procesamiento de los datos, y los inducidos por modelización, entre otros. A diferencia del error de muestreo, los no muestrales no disminuyen al aumentar el tamaño de muestra, son difíciles de controlar y cuantificar, y la mayoría se traducen en sesgo para el estimador.

Error sistemático: tendencia, en un proceso de medición, a generar resultados diferentes al verdadero de manera consistente en una dirección.

Estimación: proceso por el cual se obtiene un valor numérico o un rango de valores para un parámetro desconocido de la población a partir de los datos de una muestra. También se emplea este término para denominar el resultado del proceso.

Estimador: expresión analítica de una función que, utilizada con los datos de una muestra, permite estimar un parámetro de interés desconocido.

Estimador consistente: estimador que, al incrementar el tamaño de muestra, se acerca cada vez más al parámetro poblacional. En el contexto de poblaciones finitas, un estimador es consistente si coincide con el parámetro cuando la muestra coincide con la población (censo).

Estimador insesgado: estimador en el que el valor central de su distribución probabilística o muestral coincide con el parámetro poblacional que intenta estimar.

Estratificación: proceso de dividir las unidades del marco de muestreo, basado en un criterio, en grupos homogéneos y mutuamente excluyentes llamados estratos. Su principal objetivo en un diseño muestral es reducir el error de muestreo en una estimación. En ocasiones, los estratos pueden ser dominios de estimación de una encuesta, en cuyo caso el tamaño de la muestra deberá contemplar la precisión preestablecida para las estimaciones en los estratos.

Factor de expansión: valor asociado a cada unidad elegible y que responde a la muestra, que se construye a partir de la inversa de la probabilidad de inclusión de cada unidad o peso muestral inicial. Puede incluir distintos tipos de ajustes, para disminuir en lo posible los errores de cobertura y de no respuesta que afectan a la encuesta, y ser tratado por un proceso de calibración que lleva, en general, a ganar eficiencia y precisión en las estimaciones. Los factores de expansión finales son los que se emplean tanto para generar todas las estimaciones de una encuesta, como en los cálculos del error muestral al determinar la precisión alcanzada.

Inferencia estadística: conjunto de métodos y técnicas que permiten inducir o extraer conclusiones de características objetivas (parámetros) de una determinada población, con un riesgo de error medible en términos de probabilidad. Se realiza a partir de la información empírica proporcionada por una muestra y la teoría de probabilidades. Incluye la estimación puntual, la estimación por intervalos y la prueba de hipótesis estadísticas.

Intervalo de confianza: declaración sobre el nivel de confianza de que el valor verdadero para la población se encuentra dentro de un rango específico de valores. La probabilidad, o el nivel de confianza, de que el intervalo contenga al parámetro se determina *a priori* y de ella depende la longitud del intervalo. El intervalo de confianza es otra forma de presentar el error muestral de un estimador.

Localidad: unidad geoestadística urbana, determinada por criterios físicos y territoriales. Por su clasificación, puede ser simple, si se extiende sobre una sola jurisdicción y no está atravesada por ningún límite de provincia, departamento o partido, ni de gobierno local; o compuesta (también “aglomerado”), cuando se extiende sobre más de una jurisdicción. Para la MMUVRA, todas las localidades de 2.000 o más habitantes, según el Censo Nacional de Población y Viviendas 2010, conforman las UPM del marco de muestreo adoptado para el diseño muestral.

Marco de muestreo: cualquier lista o recurso que delimita, identifica y permite acceso a las unidades de muestreo de un diseño muestral con el objetivo de seleccionar un subconjunto de ellas. En los diseños muestrales para encuestas a hogares cobran relevancia los marcos de muestreo de áreas. Estos son una colección de unidades territoriales o espaciales con definiciones cartográficas precisas, que pueden involucrar mapas, fotografías aéreas o imágenes satelitales sobre el territorio. Las unidades más usuales en un marco de área pueden involucrar a provincias, departamentos, aglomerados, localidades, radios censales, manzanas, entre otras. Este tipo de marcos juegan un papel importante en los diseños muestrales que emplean varias etapas de selección y conglomerados, o en los que utilizan marcos múltiples. A menudo, se usan cuando no existe una lista de unidades de muestreo finales, o cuando otros marcos tienen problemas de cobertura.

Medida de tamaño: cantidad que refleja el tamaño de una unidad de muestreo; por lo general, en encuestas a hogares es el número de viviendas o el total de la población. Se la emplea para definir probabilidades para las unidades de muestreo en métodos que seleccionan las unidades para la muestra con probabilidad proporcional al tamaño.

Métodos por replicaciones: métodos empleados para la estimación de varianza en diseños muestrales complejos, especialmente útiles cuando no se cuenta con una formulación analítica de la varianza del estimador. La parte central de estos métodos consiste en la selección de submuestras o remuestreo, que se realiza a partir de la muestra original respetando, en lo posible, el diseño muestral en cuestión. Con el cálculo del estimador en cada una de las réplicas, y a partir de la variabilidad de las estimaciones obtenidas respecto al estimador para la muestra original, los métodos permiten calcular una estimación para la varianza del estimador y el error muestral para una estimación. Los más divulgados e implementados en las principales herramientas estadísticas de cálculo son el método *jackknife*, el de replicaciones repetidas balanceadas y el *bootstrap*.

MMUVRA: muestra maestra urbana empleada por el INDEC con alcance nacional restringido a las localidades de 2.000 o más habitantes, que se utiliza como marco secundario de selección de viviendas particulares para todas sus encuestas a hogares entre dos censos de población y viviendas. Posee un diseño muestral complejo y se le realizan actualizaciones periódicas de sus listados de viviendas y de su cartografía asociada.

Muestra: subconjunto de unidades de una población, seleccionado bajo condiciones preestablecidas para ser incluido en el estudio o encuesta. Es una alternativa a un censo, en donde toda la población es objeto de estudio, que suele ser elegida por motivos asociados a costos, eficiencia u oportunidad.

Muestra aleatoria: ver **Muestra probabilística**.

Muestra maestra: muestra aleatoria de gran tamaño donde permanecen fijas las probabilidades determinadas por el diseño muestral. Empleada como un único marco de muestreo para subseleccionar muestras para distintas encuestas. (Ver **MMUVRA**).

Muestra no probabilística: muestra en la que la selección de las unidades se determina por conveniencia, por cuotas, de acuerdo con la experiencia o el juicio del investigador; es decir, no involucra un proceso de selección aleatorio.

Muestra probabilística: subconjunto de la población seleccionado mediante un método basado en la teoría de la probabilidad, y que emplea el conocimiento *a priori* de las posibilidades que tienen las unidades de ser incluidas en una muestra.

Muestreo: proceso o conjunto de procesos que permiten seleccionar un número no nulo de elementos entre todos los que componen un marco de muestreo, para observar y facilitar la estimación de parámetros de la población bajo estudio sin tener que recurrir a un censo.

Muestreo con probabilidad proporcional al tamaño: modalidad del muestreo probabilístico que puede llevarse a cabo cuando las unidades del marco de muestreo tienen una medida de tamaño asignada. La probabilidad de inclusión de una unidad en una muestra queda definida por la relación entre su tamaño y la suma de tamaños de todas las unidades de la población, o una función de ellas. Bajo esta estrategia, las unidades de mayor tamaño tienen una probabilidad más alta de participar en una muestra. En encuestas a hogares, junto con el muestreo por conglomerados, es la estrategia más adoptada por las oficinas nacionales de estadísticas (ONE) para seleccionar las muestras de viviendas de sus principales operativos estadísticos.

Muestreo estratificado: modalidad del muestreo probabilístico que se basa en una estratificación de las unidades del marco de muestreo, definida *a priori* por el diseño muestral. El proceso de selección de las unidades es independiente en cada estrato y no necesita ser el mismo. Si la estratificación es eficiente, es decir, si los estratos son homogéneos internamente y heterogéneos entre ellos en cuanto a las principales características a estudiar en la población, con este tipo de muestreo las estimaciones ganan en precisión en comparación con las alcanzadas a partir de otros diseños.

Muestreo multietápico: método de muestreo que selecciona una muestra en dos o más etapas.

Muestreo por conglomerados: modalidad del muestreo probabilístico que emplea como unidad de muestreo el conglomerado. En encuestas a hogares, esta alternativa de muestreo permite disminuir los costos de la encuesta, generalmente en perjuicio de la precisión en las estimaciones al depender de la homogeneidad interna entre las unidades con respecto a las características que se están estudiando.

Muestreo simple al azar (MSA): método de muestreo probabilístico que asigna a todas las muestras posibles de igual tamaño la misma probabilidad de ser seleccionadas; como consecuencia, cada elemento de la población tiene la misma probabilidad de ser incluido en una muestra. Es simple de seleccionar si se cuenta con un marco de muestreo de las unidades que conforman la población objetivo, pero no es la más adecuada para las encuestas a hogares. Entre los motivos está el poco o nulo control sobre la dispersión geográfica de las unidades a seleccionar que impacta sobremanera en los costos y en la organización de una encuesta.

Muestreo sistemático: familia de métodos de muestreo probabilístico que se caracteriza por la elección aleatoria de la primera unidad de la muestra de la población (arranque aleatorio) mientras que el resto queda determinado por un intervalo de selección fijado *a priori* por el diseño muestral.

Nivel de confianza: probabilidad, fijada *a priori*, de que una afirmación sobre el valor de un parámetro poblacional sea correcta. Generalmente, es empleado en la determinación de un intervalo de confianza.

No respuesta: imposibilidad de obtener datos sobre las unidades elegibles de la población objetivo, en un censo o una encuesta. Son diversos los motivos que generan una no respuesta, entre los cuales se destacan dos: el rechazo y el no contacto con la unidad. Puede ser total, o sea, cuando para la unidad no se logra la información requerida por el cuestionario; o parcial, cuando solo para algunos de los ítems incluidos en el cuestionario se falla en obtener información.

Parámetros: medidas cuantitativas de interés desconocidas de la población objetivo o de cualquier dominio de estimación específico, que son factibles de ser estimadas a partir de una muestra. Algunos, usualmente considerados en las encuestas por muestreo, son del tipo descriptivo (por ejemplo, totales, medias, proporciones, varianzas, etcétera).

Peso replicado: peso asignado a las unidades que aparecen en cada una de las muestras replicadas, el cual es generado por el propio método de replicaciones empleado para el cálculo de la varianza. Este peso, por lo general, sufre los mismos ajustes aplicados al peso muestral inicial por diseño (elegibilidad, no respuesta y calibración) para capturar la incidencia y variabilidad atribuida a este en la estimación de la varianza o el error muestral.

Población objetivo: población de interés sobre la cual se desea obtener información estadística.

Ponderador: ver **Factor de expansión**.

Precisión: consistencia con la que se obtienen los resultados o las mediciones a partir de la muestra aplicando el mismo diseño muestral con respecto al valor verdadero o parámetro poblacional de interés. (Ver **Error de muestreo**).

Probabilidad: cuantificación de la posibilidad de ocurrencia de un evento aleatorio. Toma valores entre 0 y 1, y es el pilar fundamental en el que sostiene el proceso de inferencia estadística.

Probabilidad de selección: medida de la posibilidad que tiene cada unidad de la población del marco de muestreo de ser incluida en una muestra según el diseño muestral. Con cierto grado de generalidad, en el muestreo probabilístico también hace referencia a la probabilidad de inclusión de una unidad.

Radio censal: unidad de área que posee límites conocidos y precisos, con un determinado número de viviendas, y de carácter operativa empleada por el INDEC en la organización de los censos de población. Por su clasificación, puede ser urbano, rural o mixto, de acuerdo con pautas que involucran la distribución espacial y la densidad en términos de viviendas. Es la unidad empleada como base para definir las unidades de segunda etapa de muestreo (USM) de la MMUVRA. (Ver **Áreas MMUVRA**).

Rechazo: ver **No respuesta**.

Segmento: conglomerado compuesto por un número fijo de viviendas contiguas con límites conocidos y de fácil identificación en terreno, empleado como unidad de muestreo en algunas encuestas. En los censos de población y viviendas que conduce el INDEC es la carga de trabajo de un censista.

Sesgo: diferencia entre el valor esperado de un estimador y el valor del parámetro poblacional.

Sesgo por no respuesta: sesgo que ocurre cuando el valor observado se desvía del parámetro poblacional debido a diferencias entre quienes responden la encuesta y los que no lo hacen. Es probable que ocurra cuando no se obtiene el 100% de respuesta de los casos elegibles para la encuesta. Aunque existen otros factores más determinantes que impactan en la magnitud del sesgo, en particular, el grado de asociación que existe entre la probabilidad a dar respuesta de los individuos de la población y las características que están siendo estudiadas.

Tasa de respuesta: proporción de unidades de la muestra elegibles que respondieron al operativo. Se puede calcular la tasa de respuesta total y parcial de acuerdo con la ocurrencia de respuesta total (todo el cuestionario) o parcial (ítems con no respuesta), respectivamente.

Unidad de muestreo: componente básico de un marco muestral. Unidad sobre la que el diseño muestral asigna una probabilidad positiva a ser seleccionada o incluida en una muestra. Pueden definirse distintas unidades de muestreo si el diseño involucra varias etapas. En ese caso, su denominación contiene una referencia que indica la etapa a la cual pertenece, por ejemplo, unidad de primera etapa de muestreo, UPM; unidad de segunda etapa de muestreo, USM; etcétera.

Varianza muestral: grado por el cual las estimaciones de un parámetro poblacional, obtenidas a partir de todas las muestras posibles seleccionadas bajo un mismo diseño muestral, difieren unas de otras. Es calculada como el promedio del cuadrado de las diferencias entre el estimador y su valor esperado. Dentro del muestreo en poblaciones finitas es el principal insumo para determinar el error muestral de una estimación y expresar sus distintas variantes.