

Diseños muestrales en hogares: diferencias y similitudes entre muestras probabilísticas y muestras con rutas y cuotas

Household Sampling Designs: Differences and Similarities between Probability Sampling and Route and Quota Sampling

Vidal Díaz de Rada y Valentín Martínez

Palabras clave

Método de cuotas

- Método de rutas
- Muestreo aleatorio
- Muestreo por conglomerados en varias etapas
- Selección muestral

Key words

Quota Sampling

- Random Route Method
- Random Sampling
- Multistage Cluster Sampling
- Sampling Methods

Resumen

Este artículo compara la representatividad lograda en tres encuestas presenciales en el hogar. Dos emplean muestreos probabilísticos y la tercera una selección de las unidades últimas mediante un sistema de rutas y cuotas, llevando a cabo sustituciones «automáticas» cuando no se consigue una respuesta. Se busca contrastar la hipótesis de que la representatividad lograda por un muestreo por rutas y cuotas (con sustitución) es similar a la conseguida en muestreo de viviendas (sin sustitución) basado en el Padrón. Los resultados muestran grandes diferencias en el nivel educativo mostrado por las muestras probabilísticas, con desviaciones superiores al 25%. Los resultados son diferentes en las variables de empleo, donde las encuestas con cuotas sobreestiman las tasas de actividad (en 2,5 puntos porcentuales) y paro (en 9,5 puntos porcentuales).

Abstract

This paper compares the representation quality of three face-to-face household surveys. Two of them used probability samples and the other one selected the ultimate sampling units by using random route and quota sampling, with non-responses resulting in 'automatic' substitutions. The hypothesis to be tested is that random route sampling and quota sampling (with substitution) provide similar representative quality as home sampling (without substitution) based on the local population register. Marked differences were found in education level in the probability samples, where the deviations exceeded 25%. A different picture emerged when comparing employment variables, where quota sampling overestimated both the labour force participation rate (by 2.5% points) and unemployment rates (9.5% points).

Cómo citar

Díaz de Rada, Vidal y Martínez, Valentín (2020). «Diseños muestrales en hogares: diferencias y similitudes entre muestras probabilísticas y muestras con rutas y cuotas». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 171: 23-42. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.171.23>)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es>

Vidal Díaz de Rada: Universidad Pública de Navarra | vidal@unavarra.es

Valentín Martínez: Centro de Investigaciones Sociológicas | valentin.martinez@cis.es

INTRODUCCIÓN¹

Las muestras probabilísticas a hogares, que según la literatura especializada son las únicas que permiten llevar a cabo extrapolaciones al universo, plantean numerosas dificultades debido a la gran cantidad de información necesaria para su correcta aplicación. Este es uno de los factores que ha generado, sin duda, una gran proliferación de investigaciones que proponen el desarrollo de muestras no probabilísticas (entre otros, Mercer *et al.*, 2017; Miller, 2017).

En España la mayor parte de la investigación a hogares realizada por el sector privado de la investigación de mercados y opinión utiliza muestras basadas en rutas aleatorias y cuotas (entre otros, Núñez Villuendas, 2005; Cuxart y Riba, 2009; Alvira, 2011), empleando criterios de elección no probabilísticos. Ahora bien, la participación de España en investigaciones de carácter internacional (Eurobarómetro, Comparative Study of Electoral Systems, Encuesta Mundial de Valores, Encuesta Social Europea, International Social Survey Program, etc.) que precisan de metodologías idénticas en todos los países (entre otros, Smith, 2010), junto con la necesaria armonización de la estadística oficial al tener que ajustarse a las normas impuestas por Eurostat, supone realmente un desafío para la investigación española. Uno de los requisitos *básicos* de estas investigaciones es la utilización de muestreos probabilísticos, algo difícil en un país que —salvo el Instituto Nacional de

Estadística, en adelante INE— no tiene tradición de elaborar muestreos de este tipo.

Este artículo compara la representatividad lograda en tres encuestas presenciales en el hogar, dos realizadas con muestreos probabilísticos y otra con una selección de las unidades últimas con un sistema de rutas aleatorias y cuotas cruzadas de edad y sexo. Esta última lleva a cabo sustituciones «automáticas» cuando no se consigue una respuesta de la unidad muestral. El objetivo es evaluar la información de seis variables, tratando de constatar la hipótesis de que la representatividad lograda por un muestreo por rutas y cuotas (con sustitución) es similar a la conseguida en muestreo de viviendas que reduce la no respuesta empleando la revisita en lugar de la sustitución. Esta hipótesis da lugar a varias subhipótesis:

- H1: La muestra con rutas y cuotas (de edad y sexo) logra una mejor representación de la distribución por edades y sexos del universo, en la medida que esas características son consideradas por los encuestadores para seleccionar a los encuestados.
- H2: Las muestras probabilísticas logran una mayor presencia de personas más instruidas, ya que diversas investigaciones (entre otros, Beullens *et al.*, 2018; Williams y Brick, 2018; National Research Council, 2013) localizan una relación entre aumento del nivel de estudios y tasa de cooperación.
- H3: La utilización de revisitas en los muestreos probabilísticos selecciona un mayor número de personas ocupadas (fuera del hogar). Por su parte, el empleo de sustituciones por parte de la muestra con rutas y cuotas genera una sobrerrepresentación de la tasa de paro.
- H4: La jornada laboral de los asalariados, más reducida que la de los empresarios y autónomos, produce una mejor

¹ Este trabajo se ha realizado en una estancia de investigación del primer autor en el Departamento de Sociología de la Universidad de Nebraska-Lincoln, financiada por la Universidad Pública de Navarra. El autor agradece su cordialidad al Departamento, en especial a Julia McQuillan y Jolene D. Smyth.

Este texto es parte de una investigación financiada por el Ministerio de Economía y Competitividad, referencia CSO2012-34257. Los autores desean agradecer la mejora del trabajo original propuesto por el Consejo Editorial y por dos evaluadores anónimos.

representación de estos en la muestra por rutas y cuotas.

El trabajo está organizado en cinco partes. Justificado el tema de estudio, se lleva a cabo una somera exposición de los criterios básicos de los muestreos probabilísticos y los muestreos que utilizan rutas aleatorias y cuotas para la selección de los entrevistados últimos. A continuación se presentan las fuentes de datos a utilizar y la metodología para llevar a cabo las comparaciones entre las distribuciones. En el cuarto epígrafe se realizan las comparaciones entre las tres investigaciones considerando la distribución por edades y sexo, nivel de estudios, y la comparativa en tres variables laborales.

MUESTREOS PROBABILÍSTICOS

El muestreo probabilístico es, según la definición de los textos especializados, aquel en el que todas las unidades tienen una probabilidad conocida de ser incluidas en la muestra, y que emplea un criterio de selección que respeta esta probabilidad. Para ello es necesario que se disponga de un marco donde queden recogidos todos los miembros del universo; esto es, una numeración exhaustiva de todas las unidades sin duplicidades (Scheaffer *et al.*, 2007).

En el caso de España, el INE tiene, dentro de sus competencias, la coordinación con los ayuntamientos del Padrón Municipal de Habitantes- Padrón continuo, así como la elaboración del Censo Electoral; operaciones que están actualizadas de forma continua. De este modo, el INE dispone de una relación actualizada de todas las personas que residen dentro del territorio español, así como de la información que permite su localización como es el nombre de la persona y su dirección completa.

Esta es la base de las selecciones utilizadas en dos de las encuestas que serán utilizadas en la presente investigación, la Encuesta Social Europea y la investigación *Los ciudadanos y el Estado (III) / Orientaciones hacia el trabajo (I)*, ambas realizadas por el Centro de Investigaciones Sociológicas (en adelante CIS). Este organismo realizó una solicitud de los individuos que formaron parte de ambas encuestas considerando las características de diseño muestral que tiene cada una de ellas.

MUESTREOS BASADOS EN MARCOS INCOMPLETOS

La situación descrita en el epígrafe anterior desvela que la información necesaria para realizar muestreos a hogares únicamente sea accesible para escasos organismos², lo que le lleva al sector privado de la investigación de mercados y opinión a desarrollar otras estrategias.

De todas las estrategias existentes para la localización de las personas a entrevistar, una de las más utilizadas es el *método de rutas aleatorias* (entre otros, Bréchon, 2015; Bauer, 2016), que selecciona las viviendas mediante un itinerario que debe seguir el entrevistador para realizar las entrevistas asignadas, con calles elegidas al azar que evitan que el entrevistador decida la ruta a seguir, «forzándole» a recorrer unas determinadas calles (Díaz de Rada, 2015). Cada ruta tiene un *punto de partida*, normalmente una dirección concreta, y a partir de aquí una serie de criterios a seguir para la selección de viviendas (Díaz de Rada presenta cinco rutas diferentes en el segundo capítulo de su texto de 2015).

² De hecho, el volumen de encuestas realizado en nuestro país y los costes de este proceso hacen difícil la utilización de este servicio para todo el sector de la investigación mediante encuesta.

Seleccionadas las viviendas, el siguiente paso es elegir una persona dentro del hogar, siempre que no sea un hogar unipersonal, como sucede en el 75% de los hogares españoles³ (INE, 2016b). En España la mayor parte de las personas que residen en hogares (unidades últimas) son seleccionadas por el denominado *método de cuotas*, que trata de elaborar una muestra que sea similar, en una serie de características, a la población objeto de estudio. Para ello se seleccionan determinadas características de las unidades a entrevistar, referidas generalmente a diversos rasgos sociodemográficos como edad, sexo, relación con la actividad, profesión, nivel de estudios, etc. y posteriormente se elaboran una serie de «fichas de selección» con las características de las personas a entrevistar. Este método se fundamenta en la premisa de que una muestra que es similar a la población en un grupo de características importantes lo hará de forma igual con respecto a otras características que se desean analizar.

El muestreo por cuotas presenta como principales ventajas la simplificación de los trabajos de campo y una significativa reducción del coste. Sudman, por ejemplo, estima que el muestreo por cuotas es tres veces más barato que un muestreo probabilístico con más de una visita al hogar (Sudman, 1976: 199). Dentro de las desventajas, la más importante es el elevado margen de libertad concedido al entrevista-

tador, que llega a generar sesgos notables en el proceso de selección (Menold, 2018); sesgos que son difíciles de detectar. En los siguientes párrafos se explicará con detalle en que consiste esta mayor «libertad del entrevistador».

El elemento fundamental que diferencia al método de cuotas de otros (Kish, cumpleaños, etc.) es la forma de selección de las personas a formar parte de la muestra (Marlar *et al.*, 2018). Así, por ejemplo, si en una vivienda el entrevistador localiza a dos mujeres de entre 16 y 30 años, el entrevistador *decide* cómo realiza su selección, eliminando la máxima del muestreo probabilístico que postula que todas las unidades de la población deben tener la misma probabilidad de ser incluidas en la muestra (Menold, 2014). Cuando el entrevistador comienza la ruta y acude al primer hogar, puede elegir a cualquiera de las personas incluidas en la ficha de selección, y él elige la persona a entrevistar. Cuando la elegida no puede hacer la entrevista —o rechaza cooperar— el entrevistador no le persuade para que colabore, como sucede en los métodos probabilísticos (Butcher, 1995), sino que procede a la elección de otra persona dentro del hogar, siempre que cumpla las características de la «ficha de selección».

En el caso de las primeras entrevistas de la ruta la ficha está «intacta», por lo que conseguir una entrevista en el primer hogar visitado es realmente sencillo. Cada vez que realiza una entrevista se tachan de la ficha los rasgos de la persona entrevistada, de tal forma que en los momentos finales de la ruta el entrevistador va buscando personas con características determinadas, aquellas más difíciles de localizar (Díaz de Rada, 2008). Ambas situaciones generan que el entrevistador tenga libertad para elegir la persona a entrevistar.

En este caso, al tratarse de un hogar con varias personas susceptibles de ser entrevistadas, llevar a cabo la *sustitución* no plantea problemas para el entrevistador. Pero,

³ Los autores son plenamente conscientes de este cambio de terminología de la *vivienda* al *hogar*. La *vivienda*, según el INE (2016a), es «un recinto estructuralmente separado e independiente que, por la forma en que fue construido, reconstruido, transformado o adaptado, está concebido para ser habitado por personas o, aunque no fuese así, constituye la residencia habitual de alguien en el momento de la encuesta» (*ibid.*: 3), mientras que el *hogar* alude situaciones de convivencia: «la persona o conjunto de personas que residen habitualmente en una vivienda familiar principal» (*ibid.*). De modo que en una vivienda puede existir más de un hogar, si bien se trata de una situación infrecuente. El cambio de terminología se debe a que el objeto de estudio de la mayor parte de las encuestas es el hogar.

¿qué ocurre cuando nadie responde?, ¿y en las ocasiones que el seleccionado rechaza cooperar?, ¿o cuando en ese hogar no hay nadie con tales características? Cuando los muestreos por cuotas no localizan a las personas a entrevistar, se encuentran con rechazos manifiestos a responder, o cualquier otra incidencia que impida entrevistar a una persona, se lleva a cabo una *sustitución*. Esta consiste en añadir a la muestra nuevos elementos que reemplazan a las personas seleccionadas que no responden (Menold, 2014). Se trata de una de las estrategias más utilizadas en la actualidad —fundamentalmente en el sector privado de los estudios de opinión y mercado (entre otros, Alvira, 2011; Cea D’Ancona, 2012; Cuxart y Riba, 2009)— y permite solucionar rápidamente el problema de la no respuesta y obtener los tamaños muestrales planificados.

La estrategia a utilizar depende del investigador y en el caso del estudio con rutas y cuotas utilizado en este trabajo la forma de proceder se expone en el documento *Normas generales para la correcta aplicación de la muestra*: «Cuando una entrevista no se consiga en el primer contacto se puede seguir intentando en la puerta contigua» (CIS, 2011), realizando la siguiente entrevista en la primera puerta del siguiente segmento (grupo de seis viviendas). En el caso de los portales, cuando no se consigue ninguna entrevista, «el portal seleccionado se sustituye por el contiguo» (*ibid.*).

Esta situación produce, en primer lugar, un gran número de llamadas infructuosas. Utilizando 88 barómetros realizados por el CIS entre 1996 y 2003, Núñez Villuendas (2005) señala que este problema afecta al 27% de las llamadas a las viviendas, indicando que «hay cuotas en las que es necesario emplear tres horas hasta completar la hoja de muestra» (Núñez Villuendas, 2005: 5). La segunda consecuencia de realizar sustituciones es la introducción de sesgos en la muestra, recogiendo información de elementos diferentes a los originales.

Así, por ejemplo, en la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo en España, Murgui *et al.* (1992) señalan que la sustitución produce una mayor sobrerrepresentación de las mujeres con 65 o más años, frente a la escasa representación de los hombres de entre 20 y 24 años. El problema no se ciñe únicamente a los rasgos sociodemográficos, afectando también a los aspectos específicos del estudio. Así Bréchon (2015) señala que, cuando una persona que rechaza es sustituida por su vecino (que acepta cooperar), este último suele presentar una mayor *implicación social*, y una mayor participación en la vida social y política; lo que genera introducir en la muestra unidades *diferentes* a las sustituidas.

Algunos experimentos que comparan la selección realizada por este método con otros métodos probabilísticos no han encontrado diferencias significativas (entre otros, Rodríguez Osuna, 1991; Bréchon, 2015), aunque la mayor parte de la literatura existente critica esta forma de proceder porque el método de cuotas recoge un escaso número de rechazos y de personas difíciles de localizar (entre otros, Worcester y Downham, 1986; Marsh y Scarborough, 1990). Ahora bien, la industria argumenta que —sin olvidarse de estas situaciones— las muestras «funcionan», obteniéndose en ocasiones resultados más adecuados que los que proporcionan los muestreos estrictamente aleatorios (entre otros, Sudman y Blair, 1999; Bréchon, 2015).

DATOS Y MÉTODOS

Las investigaciones utilizadas para la comparación son, respecto a los muestreos probabilísticos, la octava edición de la Encuesta Social Europea y *Los ciudadanos y el Estado / Orientaciones hacia el trabajo*, ambas realizadas por el CIS (estudios n.º 3167 y 3135, respectivamente). Estas serán comparadas con el Barómetro Sani-

tario del segundo semestre del año 2016, que selecciona las viviendas con un sistema de rutas aleatorias y cuotas para la selección dentro del hogar. Definidas las investigaciones a emplear, serán detallados los diseños metodológicos de cada una.

Fuentes de datos

Encuestas probabilísticas

El objeto de estudio de la Encuesta Social Europea (en adelante ESE) es la población de 15 y más años que reside en hogares principales en España (Cuxart y Riba, 2009); y del estudio *Los ciudadanos y el estado / Orientaciones hacia el trabajo* (en adelante ISSP), los mayores de 18 años (CIS, 2016a). Ambos emplean como marco muestral el Padrón Municipal de Habitantes de enero de 2015 (ESE, 2018a; CIS, 2016a)⁴, y el universo fue estratificado por comunidades autónomas y hábitat, considerando cuatro categorías en la ESE y siete en el estudio ISSP. Ambos estudios utilizan las mismas unidades (secciones e individuos) y el mismo procedimiento de muestreo: bietápico con selección de secciones censales con probabilidad proporcional a su tamaño y, posteriormente, una selección sistemática de los individuos en la sección, tras ser ordenados por el número de viviendas donde residen. El tamaño muestral inicial de ambas muestras ronda las 3.000 entrevistas (3.080 en la ESE y 3.000 en ISSP), y emplean una afijación proporcional en los estratos definidos.

En trabajo de campo de la ESE comenzó el 16 de febrero y terminó el 26 de junio de 2017, mientras que en el estudio ISSP fue realizado entre el 11 de abril y el 29 de junio de 2016.

Otro elemento característico de estos estudios es que todos los seleccionados

recibieron una carta de presentación previa a la visita del entrevistador, donde se dice que han sido seleccionados para participar en un estudio, se les explica los objetivos, al tiempo que se aprovecha para informarles de que existe una línea telefónica gratuita y una dirección de correo electrónico si se desea más información. Además, ambos emplean un folleto donde se explica brevemente el fin de la encuesta, y qué se hace con las respuestas.

En el caso de la ESE los que rechazan cooperar reciben otra carta donde se insiste sobre la importancia de su participación para conseguir una representación adecuada, carta que incluye un número de teléfono gratuito y una dirección de correo electrónico para comunicarse con quien realiza la encuesta. Además, en reconocimiento a su esfuerzo, las personas entrevistadas reciben —tras responder el cuestionario— una gratificación con valor de 9 euros en la ESE (vale de compra), y una bolsa de tela con el logotipo del CIS en la investigación ISSP.

La imposibilidad de *sustituir* los individuos que no cooperan requirió, en ambos estudios, realizar al menos cuatro visitas en las viviendas donde no se estableció contacto, llevadas a cabo a distintas horas y una de ellas —como mínimo— durante el fin de semana. La ESE utiliza también estrategias de «conversión de rechazos».

Todos estos recursos consiguen la cumplimentación de 1.958 cuestionarios en la ESE y de 1.834 en el estudio ISSP que, considerando los 3.038 y 3.000 contactos realizados, respectivamente, suponen tasas de cooperación del 64,4% y del 61,3% (COOP1 American Association for Public Opinion Research-AAPOR, 2016: 63).

Estudio por rutas aleatorias y cuotas

El universo del Barómetro Sanitario del año 2016 es la población residente de 18 y más años, estratificada por comunida-

⁴ Toda la información incluida en ese epígrafe se ha tomado de ambas fuentes, excepto cuando se citen otras referencias.

des autónomas y 7 categorías de hábitat, las mismas que el estudio ISSP (CIS, 2016c y 2016d). El estudio consta de tres submuestras representativas de la población española, si bien en esta comparación será considerada la segunda, cuyo campo fue realizado entre el 10 y el 19 de junio de 2016. Utilizó un muestreo por conglomerados en varias etapas en el que las unidades primarias (253 municipios) y las unidades secundarias (secciones censales) fueron elegidas de forma aleatoria proporcional (Martínez Martín, 2004). El diseño parte de una distribución uniforme de 250 entrevistas en cada comunidad y se amplía con un número de entrevistas de forma proporcional hasta alcanzar las 7.800. Cada oleada del Barómetro es un tercio de la muestra total, es decir, 2.600 entrevistas (CIS, 2016c). Por la similitud (con las probabilísticas) en el marco muestral, en la población objeto de estudio y en las fechas del trabajo de campo, se ha elegido la segunda oleada del Barómetro Sanitario del año 2016, estudio CIS n.º 3140.

El muestreo no proporcional adoptado permite establecer una comparabilidad próxima para los resultados autonómicos. El objetivo es conocer y comparar por autonomías la opinión sobre diferentes aspectos del sistema sanitario. Esto implica que, dada la distribución de la población residente, se sobrerrepresentó a las comunidades con menos población y se infrarrepresentó a las que tienen más población. Esta situación genera una sobrerrepresentación de las comunidades más pequeñas, como La Rioja, Navarra, etc., y una infrarrepresentación de las comunidades más grandes. Esto implica que, para lograr datos representativos a nivel nacional, será necesario llevar a cabo una ponderación que aumente el peso de las comunidades autónomas con más habitantes, y disminuya el de las menos pobladas (CIS, 2016c).

Las viviendas son elegidas mediante un sistema de rutas aleatorias dentro de la sección censal, seleccionando las unida-

des últimas (individuos residentes en esas viviendas) empleando cuotas *relacionadas* de sexo y edad (Martínez Martín, 2004), con seis grupos de edad: entre 18 y 24 años, entre 25 y 34 años, entre 35 y 44 años, entre 45 y 54 años, entre 55 y 64 años, y mayores de 65 años.

Cuando no se logra hacer la entrevista (nadie responde, rechazo, etc.) la unidad muestral es sustituida siguiendo las instrucciones establecidas en el documento *Normas generales para la correcta aplicación de la muestra*, que ya fue explicado más atrás. Esta forma de proceder explica que para hacer las 2.587 entrevistas fuera necesario contactar con 62.044 viviendas, lo que proporciona una media de 23,9 contactos por entrevista. Más de la mitad de estos contactos (55,5%) se ha realizado en viviendas donde nadie responde, en un 10% se han negado a cooperar y en otro en 6,8% han rechazado antes de explicar que se trataba de una encuesta. En un 2,9% de las ocasiones se ha impedido acceder al edificio (casa, urbanización, etc.), y un 3,15% de los contactos se hicieron en sitios que no eran viviendas (oficinas, consultas médicas, etc.). A esto hay que añadir un 20,5% de contactos que no culminaron en entrevista al tratarse de cuotas ya cubiertas.

En definitiva, obsérvese que las tres investigaciones realizan una similar estratificación, en función del tamaño del municipio al que pertenecen, y emplean un muestreo por conglomerados donde el conglomerado último es la sección censal (selección directa de secciones en el caso de ESE e ISSP, y selección municipios y secciones dentro de los municipios seleccionados en el caso del Barómetro Sanitario). A partir de aquí comienzan las diferencias entre las tres investigaciones, utilizando rutas y cuotas en el Barómetro Sanitario, y listados de personas en los muestreos probabilísticos. Centrados en estos últimos, la ESE emplea más recursos para aumentar la colaboración: una carta de presentación más que ISSP, conversión

de rechazos, y una gratificación monetaria, que la práctica totalidad de la investigación sobre el tema señala que es más eficaz que el uso de regalos (entre otros, Ernst Stähli y Joye, 2016). Otra diferencia esencial es que el Barómetro Sanitario contempla la sustitución de las unidades no localizadas, mientras que los otros dos no lo consideran. Respecto a la desigualdad en el universo de la ESE, que considera personas de 15 y más años, con el fin de facilitar la comparación se han eliminado los menores de 18 años, con lo que el tamaño muestral se reduce a 1.818 entrevistados.

Análisis: comparación entre distribuciones

Se estudiará la representatividad comparando la distribución lograda por cada investigación y la población de referencia (Martínez Martín, 2004) en las variables de las que se dispone de información para el conjunto de la población, concretamente la distribución por sexos y edades, proporcionada por el Padrón a 1 de enero de 2016 en el caso del estudio ISSP y en el Barómetro Sanitario, y 2017 en el caso de la ESE.

El trabajo carecería de interés y originalidad si se quedara en esa comparación, por lo que se procederá a ampliarla a otras variables como el nivel de estudios y la relación con la actividad. Pese a que no existe información actualizada del universo, la Encuesta de Población Activa (en adelante EPA) proporciona una buena aproximación al conjunto de la población española (Díaz de Rada y Núñez Villuendas, 2008). Se trata de la principal encuesta dirigida a los hogares, considerando el tamaño muestral, el coste y el personal empleado. De hecho, en la página web del INE se informa que el coste de la EPA de 2019 asciende a 11,408 millones de euros (INE, 2019).

Para conocer la representatividad de cada encuesta serán considerados la dis-

tribución conjunta de cada variable de interés y el sexo. Considerar conjuntamente ambas variables permite localizar desviaciones que, en determinadas frecuencias, quedarían ocultas si se utilizaran los marginales, ya que la compensación entre los subgrupos que la componen *encubrirían* tal desviación. Así, por ejemplo, en la segunda parte de la tabla 1, la distribución marginal del grupo de entre 55 y 64 años presenta una sobrerrepresentación de 0,59 puntos —comparado con el Padrón— que podría ser indicadora de un buen ajuste. Pero, al desglosar por sexo, se aprecia una infrarrepresentación de casi un punto en el caso de los hombres (0,85) y una sobrerrepresentación de 1,44 puntos en las mujeres. Agregados, implica un desajuste de 2,29 puntos. De este modo se identifica a las mujeres de ese tramo de edad como «responsables» de la desviación detectada.

Realizada la justificación de la forma de proceder, en las tablas del siguiente epígrafe se mostrará la distribución de cada variable (muestral) comparada con la correspondiente información del universo. Así, como se aprecia en la tabla 1, en la segunda columna (bajo el término «dato») se ha colocado la distribución de edad de los hombres y, a su derecha, las diferencias con el Padrón. El cálculo, restando a la distribución muestral la distribución del universo, implica que los valores positivos representan una sobrerrepresentación muestral, como sucede en los varones de 65 y más años, y las cifras negativas una infrarrepresentación respecto al universo.

A la distribución considerando cada celdilla se añadirá, al final de cada tabla, la suma de las diferencias (SD), que permite detectar el diferente ajuste de hombres y mujeres, y la suma de desviaciones absolutas (SVA). Esta última muestra la magnitud total de desviaciones de cada distribución, presentando valores superiores a la primera porque SD lleva a cabo una compensación de las diferencias.

RESULTADOS: DIFERENCIAS ENTRE LOS PROCESOS MUESTRALES

Distribución por edades y sexos

La tabla 1 presenta la distribución de las edades conseguida por cada investigación comparada con el universo de referencia. La comparativa desvela una diferencia total de 13,6 puntos, producida fundamentalmente por la infrarrepresentación del colectivo de entre 25 y 44 años, así como por la sobrerrepresentación a partir de esa edad. También se detecta una ligera sobrerrepresentación del colectivo menor de 24 años. El análisis diferenciado por sexos desvela una ligera peor representación de los hombres, con valor de SVA de 7,43 (6,16 en las mujeres). Los varones de en-

tre 25 y 44 años están infrarrepresentados en 3,19 puntos, mientras que la edad 45-55 presenta la situación contraria, aunque con menor magnitud. En el caso de las mujeres, las más jóvenes aparecen sobrerrepresentadas en 1,14 puntos, produciéndose en las que tienen entre 25 y 34 años la situación contraria.

Dividir cada magnitud entre el total de diferencias (13,60) desvela los subgrupos que más contribuyen a las desviaciones detectadas. En este caso, el 13,9% de las diferencias se producen en los hombres mayores de 64 años, y el 13,8% entre los que tienen entre 25 y 34 años. La siguiente magnitud más elevada —12,25%— corresponde a las mujeres de entre 25 y 34 años. Estos tres subgrupos recogen el 39,9% de las diferencias.

TABLA 1. Comparación entre la muestra y el universo en la distribución de edades y sexo. Porcentajes verticales y diferencias entre magnitudes (muestra menos universo⁵)

Encuesta Social Europea 2017 (8.ª edición)							
(Estudio CIS 3167, año 2017)							
	Hombres		Mujeres		Total		
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	SVA
18-24	4,40 ¹	0,15 ²	5,20	1,14	9,60	1,29	1,29
25-34	5,40	-1,87	5,60	-1,66	11,00	-3,54	3,54
35-44	9,00	-1,32	9,20	-0,85	18,20	-2,17	2,17
45-54	10,80	1,12	10,10	0,50	20,90	1,62	1,62
55-64	8,60	1,08	8,80	0,96	17,40	2,05	2,05
65 y más	11,40	1,89	11,60	-1,04	23,00	0,84	2,93
Total	49,60		50,50		100,10		
SD		1,05		-0,95		0,10	
SVA		7,43		6,16		11,51	13,60

¹ Porcentaje de hombres de entre 18 y 24 años respecto al total de entrevistados por la ESE.

² Este valor, obtenido al restar a la distribución muestral la distribución del universo, implica que los valores negativos representan una infrarrepresentación muestral, y las cifras positivas una sobrerrepresentación respecto al universo.

⁵ La diferencia entre los valores obtenidos de la muestra y los poblacionales se interpretan como sobrerrepresentación en el caso de ser positivos, e infrarrepresentación si son negativos.

TABLA 1. Comparación entre la muestra y el universo en la distribución de edades y sexo. Porcentajes verticales y diferencias entre magnitudes (muestra menos universo) (Continuación)

Los ciudadanos y el Estado / Orientaciones hacia el trabajo
(Estudio CIS 3135, año 2016)

	Hombres		Mujeres		Total		SVA
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	
18-24	4,20	-0,07	3,80	-0,29	8,00	-0,36	0,36
25-34	6,50	-1,04	6,70	-0,82	13,20	-1,87	1,87
35-44	9,50	-1,01	10,90	0,73	20,40	-0,28	1,74
45-54	9,30	-0,27	10,50	0,99	19,80	0,72	1,27
55-64	6,50	-0,85	9,10	1,44	15,60	0,59	2,29
65 y más	10,90	1,56	12,00	-0,47	22,90	1,09	2,03
Total	46,90		53,00		99,99		
SD		-1,68		1,58		-0,10	
SVA		4,80		4,75		4,91	9,55

Barómetro Sanitario (2.ª oleada)
(Estudios CIS 3133 y 3140, año 2016)

	Hombres		Mujeres		Total		SVA
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	
18-24	4,30	0,03	4,30	0,21	8,60	0,24	0,24
25-34	7,90	0,36	8,10	0,58	16,00	0,93	0,93
35-44	10,50	-0,01	10,10	-0,07	20,70	-0,08	0,08
45-54	9,30	-0,27	9,10	-0,41	18,40	-0,68	0,68
55-64	6,90	-0,45	7,10	-0,56	14,00	-1,01	1,01
65 y más	9,70	0,36	12,70	0,23	22,40	0,59	0,59
Total	48,60		51,40		100,10		
SD		0,02		-0,02		0,00	
SVA		1,47		2,05		3,52	3,52

Fuente: ESE 2018b; CIS, 2016c y 2016d. Datos del universo tomados de INE, 2016c y 2017a.

La investigación ISSP presenta un mejor ajuste total, así como unos valores SVA inferiores a la ESE. El mayor desajuste se produce en el colectivo de edad entre 55 y 64 años, con unas diferencias absolutas (SVA) que superan los dos puntos (2,29) como consecuencia del menor número de

hombres y la supremacía numérica de las mujeres. Ambos grupos son responsables del 24% de las desviaciones totales. El análisis de la comparación por sexos desvela que la mayor diferencia se produce en el colectivo de los hombres de 65 y más años, sobrerrepresentados 1,56 puntos;

insuficiente para compensar el descenso de varones entre 25-34 y 35-44 años, con descensos de 1,04 y 1,01 puntos respectivamente. Esta sobrerrepresentación de los varones de 65 y más años, junto a la ligera infrarrepresentación de las mujeres, supone el 21,2% de las diferencias localizadas. Agregado a la diferencia del colectivo entre 55 y 64 años (24%) cifra anterior, el 45% de las diferencias se concentra en los mayores de 55 años. Además, en el caso de los hombres se produce una infrarrepresentación de los menores de 65 años, de mayor magnitud en las edades 25-44, y una sobrerrepresentación a partir de esa edad. Esta peor representación de los varones supone el 50,3% de las diferencias localizadas.

La comparación del Barómetro Sanitario muestra una mayor similitud en todos los grupos de edad, así como en la distribución por sexos. Tan solo destacar la mayor desviación del estrato de entre 55 y 64 años, mayor en el caso de las mujeres que en los hombres, donde ambos están infrarrepresentados. La situación se invierte en el colectivo de más edad, donde se produce una sobrerrepresentación, en este caso ligeramente mayor en el grupo de hombres. Considerados conjuntamente, estos dos grupos de edad explican el 45,2% de la diferencia total. Se localiza también una sobrerrepresentación de los menores de 35 años, tanto en hombres como en mujeres, aunque es más acusado en estas últimas.

Una visión de conjunto de los hallazgos desvela que la comparativa de la distribución por edades y sexos de la muestra por rutas y cuotas logra diferencias menores que los muestreos que no las utilizan. El hecho de que en la selección del entrevistado se empleen las mismas variables constituye una explicación parcial de tal ajuste, pues los entrevistadores tienen la posibilidad de «sustituir una cuota por la adyacente» cuando hay dificultades para localizar un determinado

individuo⁶. Por otro lado, y aunque la literatura desvela una menor tasa de respuesta (recuérdese que fueron necesarios 23,9 contactos por entrevista efectiva) y una mayor dificultad en la localización de los jóvenes (entre otros, Pasadas del Amo *et al.*, 2006; Díaz de Rada y Núñez, 2008), en este caso las mayores diferencias se han producido en los mayores de 45 años, y más en las mujeres que en los hombres.

Diferencias en nivel de estudios

Las respuestas de las preguntas sobre el nivel de estudios se han recategorizado con el fin de «asemejarlos» a las categorías empleadas en la EPA, apareciendo aquí un mayor número de diferencias significativas entre universo y muestra. Como puede verse en la primera parte de la tabla 2, en la ESE las diferencias se producen —fundamentalmente— por la gran infrarrepresentación de las personas con estudios secundarios de primera etapa y la sobrerrepresentación de las personas sin estudios y los que han terminado estudios de Formación Profesional (en adelante FP). Las diferencias en los estudios secundarios de hombres y mujeres, divididas entre el total de diferencias (61,10%), desvela que ambos suponen el 39,93% de todas las desviaciones detectadas en la tabla, aumentando al 61,90% cuando se añade la sobrerrepresentación de los entrevistados con estudios de FP. También se localiza una infrarrepresentación de los que han terminado estudios superiores (tanto de FP como superiores), mayor en los hombres.

⁶ Las Normas generales para la correcta aplicación de la muestra (CIS, 2011) permiten al encuestador sustituirlo por otro de la cuota de edad adyacente cuando es difícil localizar a un entrevistado. Reproducimos textualmente el texto:

En caso de ser imposible conseguir una determinada cuota de edad se podría sustituir por una de las cuotas adyacentes, si bien no podrá realizarse más de un cambio por hoja de muestra. El cuestionario recogerá la edad real y se hará constar en el propio cuestionario el cambio realizado, así como en el informe, donde se hará constar también el punto de muestreo y motivo del cambio.

La encuesta ISSP vuelve a sobrerrepresentar —aunque con menor magnitud— las personas con estudios finalizados de FP, con valores similares en hombres y mujeres, e infrarrepresenta las personas cuyos estudios máximos son secundarios de primera etapa y superiores, infrarrepresentación superior en los varones. Los subgrupos que más contribuyen a las desviaciones totales son los que cuentan con titulación de FP y estudios secundarios de primera etapa, que son responsables del 58% de las diferencias. Son diferencias que aumentan hasta el 72,7% cuando se consideran también los hombres con estudios superiores. Obsérvese que en el nivel de estudios esta investigación sobrerrepresenta las mujeres, debido fundamentalmente al menor número de varones con estudios secundarios y superiores. En cualquier caso, se trata de la encuesta con mejor ajuste de las tres analizadas.

El Barómetro Sanitario (rutas y cuotas) es el segundo estudio con más diferencias, ocho

puntos por encima del ajuste de ISSP, diferencias que suponen casi la mitad (31,3) que las localizadas en la ESE. Pese a esta mayor diferencia, las tendencias son muy similares: sobrerrepresentación de los entrevistados con estudios finalizados de FP, e infrarrepresentación de dos colectivos, aquellos cuyos máximos estudios son secundarios de primera etapa, mayor diferencia en las mujeres; y los que han terminado estudios superiores, mayor infrarrepresentación en los hombres. La infrarrepresentación de estos dos subgrupos supone el 40,4% de las desviaciones de la tabla, que aumenta hasta el 69,4% cuando se considera la sobrerrepresentación de las personas cuyos máximos estudios son de Formación Profesional.

El Barómetro también infrarrepresenta los entrevistados sin estudios, más a las mujeres, siendo esta la principal diferencia respecto a las otras dos encuestas donde quedan sobrerrepresentados, sobre todo en la ESE.

TABLA 2. Comparación entre la muestra y el universo en la distribución de nivel de estudios y sexo. Porcentajes verticales y diferencias entre magnitudes (muestra menos universo)

Encuesta Social Europea 2017 (8.ª edición)							
	Hombres		Mujeres		Total		
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	SVA
Sin Estudios	9,30 ¹	6,23 ²	11,90	7,30	21,20	13,53	13,53
Primarios	9,30	2,93	8,20	0,62	17,50	3,55	3,55
Secundarios (1.ª etapa)	3,00	-12,30	2,60	-11,19	5,60	-23,49	23,49
Secundarios (2.ª etapa)	6,00	-0,78	6,70	-0,14	12,70	-0,91	0,91
FP	11,80	8,11	9,10	5,32	20,90	13,43	13,43
Superiores	10,00	-3,44	12,00	-2,76	22,00	-6,20	6,20
	49,40		50,50		99,90		
SD		0,75		-0,85		-0,10	
SVA		33,79		27,32		61,10	61,10

¹ Porcentaje de hombres sin estudios respecto al total de entrevistados por la Encuesta Social Europea.

² Este valor, obtenido al restar a la distribución muestral la distribución del universo, implica que los valores positivos indiquen una sobrerrepresentación muestral, y las cifras negativas una infrarrepresentación respecto al universo.

TABLA 2. Comparación entre la muestra y el universo en la distribución de nivel de estudios y sexo. Porcentajes verticales y diferencias entre magnitudes (muestra menos universo) (Continuación)

Los ciudadanos y el Estado / Orientaciones hacia el trabajo							
	Hombres		Mujeres		Total		SVA
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	
Sin Estudios	4,60	1,22	5,50	0,39	10,10	2,01	1,60
Primarios	7,80	1,12	9,00	1,13	16,80	2,31	2,25
Secundarios (1.ª etapa)	11,40	-3,68	11,10	-2,29	22,50	-6,20	5,97
Secundarios (2.ª etapa)	6,00	-0,78	6,70	0,19	12,70	-0,66	0,97
FP	7,40	3,79	7,70	3,87	15,10	7,66	7,66
Superiores	9,70	-3,46	13,00	-1,58	22,70	-5,12	5,04
	46,90		51,20		100,00		
SD		-1,79		1,72		0,00	
SVA		14,04		9,45		23,96	23,50

Barómetro Sanitario (2.ª oleada)							
	Hombres		Mujeres		Total		SVA
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	
Sin Estudios	2,20	-1,18	3,20	-1,91	5,40	-2,79	2,79
Primarios	8,60	1,92	10,40	2,53	19,00	4,51	4,51
Secundarios (1.ª etapa)	12,40	-2,68	9,70	-3,69	22,10	-6,60	6,60
Secundarios (2.ª etapa)	7,70	0,92	7,60	1,09	15,30	1,94	1,94
FP	8,20	4,59	8,30	4,47	16,50	9,06	9,06
Superiores	9,50	-3,66	12,00	-2,58	21,50	-6,42	6,42
	48,60		51,20		99,80		
SD		-0,09		-0,08		-0,30	
SVA		14,95		16,28		31,32	31,32

Fuente: Ver tabla 1. Datos del universo tomados de INE, 2016d y 2017b.

La comparativa en variables laborales

De la pregunta sobre ocupación se considerará únicamente las tasas de actividad y paro, no teniendo en cuenta otras respuestas referidas a colectivos, en principio, no relacionados con el objeto de este trabajo. Es importante tener en cuenta que las

tres investigaciones empleadas preguntan a los entrevistados sobre su actividad, considerándolos como parados cuando así lo expresan, mientras que la EPA realiza la definición de la actividad y el paro en función de varias preguntas que permiten diferenciar los «inactivos» de los parados (reales). Dicho de otro modo, en las investigaciones

objeto de este artículo el paro es una adscripción, aun cuando el entrevistado puede ser, realmente, una persona inactiva, alguien que no pertenece a la población activa.

La tabla 3 desvela que dos de las tres encuestas sobrerrepresentan la tasa de actividad, presentando la investigación ISSP

las mayores diferencias al alcanzar los cuatro puntos. Los resultados de la Encuesta Social Europea desvelan el mejor ajuste, seguida del Barómetro Sanitario. Los tres estudios muestran diferencias inferiores en los hombres que en las mujeres, lo que implica que recogen mejor la actividad de los varones.

TABLA 3. Comparación entre la muestra y el universo en tasa de actividad y paro. Porcentajes verticales y diferencias entre magnitudes (muestra menos universo)

Encuesta Social Europea 2017 (8.ª edición)						
	Hombres		Mujeres		Total	
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia
T. actividad	64,10	-0,56	55,90	2,64	58,70	-0,11
T. paro	10,20	-6,23	15,50	-4,28	13,50	-4,49

Los ciudadanos y el Estado / Orientaciones hacia el trabajo						
	Hombres		Mujeres		Total	
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia
T. actividad	67,80	1,89	60,50	6,09	63,90	3,99
T. paro	22,40	4,89	24,20	2,58	30,40	3,90

Barómetro Sanitario (2.ª oleada)						
	Hombres		Mujeres		Total	
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia
T. actividad	66,00	0,79	57,30	3,39	61,50	2,09
T. paro	28,10	9,69	31,00	9,18	29,50	9,50

Fuente: Ver tabla 1. Datos del universo tomados de INE 2016e y 2017c.

La tasa de paro es infrarrepresentada por la ESE en 4,5 puntos, produciéndose un peor ajuste en el caso de los hombres. Las otras dos investigaciones sobrerrepresentan la tasa de paro, más aún en el caso de los hombres, si bien el Barómetro Sanitario presenta una diferencia total que casi TRIPLICA la localizada en la investigación

ISSP. Esta última es la que proporciona el mejor ajuste sobre la tasa de paro⁷.

Respecto a la situación profesional, mostrada en la tabla 4, las mayores dife-

⁷ No se presentan los valores SVA porque carecen de sentido, al tratarse de variables diferentes.

rencias se producen en el grupo de asalariados, un 85% de la población ocupada en España. La ESE es la que realiza una representación más precisa, siendo lo más relevante la sobrerrepresentación de las mujeres asalariadas, algo más de dos puntos, y la infrarrepresentación de los varones autónomos en 2,13 puntos. Estas dos situaciones suponen el 73,4% de la variación total.

Las diferencias aumentan ligeramente en el estudio ISSP como consecuencia de

la elevada sobrerrepresentación de las mujeres asalariadas e infrarrepresentación de los hombres en esta misma situación. Aunque ambas desviaciones se compensan (desviación total de 0,35), suponen un cambio (SVA) de 7,70 puntos. De hecho, estas dos situaciones explican el 77,8% de la variación total mostrada en la tabla. El Barómetro Sanitario presenta la misma tendencia, aunque es el que lleva a cabo un peor ajuste.

TABLA 4. Comparación entre la muestra y el universo en situación profesional según sexo. Porcentajes verticales y diferencias entre magnitudes (muestra menos universo)

Encuesta Social Europea 2017 (8.ª edición)							
	Hombres		Mujeres		Total		
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	SVA
Asalariados	43,30	-0,43	41,70	2,35	85,00	1,93	2,78
Empresarios	3,60	-0,08	1,40	-0,16	5,00	-0,24	0,24
Autónomos	5,20	-2,13	4,70	0,96	9,90	-1,17	3,09
Total	52,10		47,80		99,90		
SD		-2,63		3,16		0,52	
SVA		2,63		3,47		3,33	6,11

Los ciudadanos y el Estado / Orientaciones hacia el trabajo							
	Hombres		Mujeres		Total		
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	SVA
Asalariados	39,90	-3,68	43,30	4,02	83,20	0,35	7,70
Empresarios	3,40	-0,13	1,10	-0,47	4,50	-0,60	0,60
Autónomos	7,10	-0,37	5,20	1,24	12,30	0,87	1,60
Total	50,40		49,60		100,00		
SD		-4,17		4,79		0,62	
SVA		4,17		5,73		1,82	9,90

TABLA 4. Comparación entre la muestra y el universo en situación profesional según sexo. Porcentajes verticales y diferencias entre magnitudes (muestra menos universo) (Continuación)

Barómetro Sanitario (2.ª oleada)							
	Hombres		Mujeres		Total		SVA
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	
Asalariados	39,20	**−4,38	43,30	**4,02	82,50	−0,35	8,40
Empresarios	2,50	−1,03	2,20	0,63	4,70	−0,40	1,66
Autónomos	7,00	−0,47	5,90	1,94	12,90	1,47	2,40
Total	48,70	−5,87	51,40	6,59	100,10		
SD		−5,87		6,59		0,72	
SVA		5,87		6,59		2,22	12,46

Fuente: Ver tabla 1. Datos del universo tomados de INE, 2016e y 2017c.

CONCLUSIONES

Este análisis de la información recogida por tres encuestas desvela que las diferencias en cuanto a la distribución por edades y sexos de las muestras probabilísticas es notablemente superior a la que presentan las muestras con rutas y cuotas, tal y como se consideró en la primera hipótesis. La suma de desviaciones absolutas de la muestra por cuotas, 3,52, llega al 9,05 en la muestra ISSP y casi se cuadruplica en la ESE (13,6).

Más notables son los desajustes entre ambas muestras probabilísticas, que pueden atribuirse a los recursos «extras» utilizados por la ESE para aumentar la cooperación. Aunque ambas realizan varias visitas a una vivienda, la ESE gratifica a los encuestados y emplea estrategias de conversión de rechazos, recuperando así un 12,7% de la muestra⁸. Es probable que las diferencias a la hora de representar el universo puedan explicarse por los rasgos específicos que tienen estos colectivos (Riba, Torcal y Morales, 2010).

⁸ Dicho de otro modo, el 12,7% de los entrevistados fue incluido tras realizar varias visitas a la vivienda empleando estrategias de conversión de rechazos.

La mejor representatividad del Barómetro Sanitario, comparado con los muestreos probabilísticos, tiene su explicación en el método de selección de los entrevistados últimos, utilizando cuotas de sexo y edad. A la luz de esta información las «sustituciones de cuota por la adyacente», permitida a los entrevistadores cuando es difícil localizar un determinado individuo (nota 9), son *compensadas* por los cambios realizados —en sentido contrario— por otros entrevistadores, por lo que pueden ser definidos como errores aleatorios que se contraponen.

El nivel de estudios finalizado presenta unas mayores desviaciones, de entre 23,5 y 60,1 puntos, producidas fundamentalmente por la sobrerrepresentación de las personas que tienen un menor nivel, en línea con lo detectado por investigaciones realizadas en otros contextos (Stoop, 2012). Situación similar presentan los que han estudiado hasta FP. A cambio, se produce una infrarrepresentación de entrevistados que han estudiado hasta Secundaria o han finalizado estudios superiores, probablemente causados más por la dificultad de contacto que por el deseo manifiesto de no responder (entre otros, Pasadas *et al.*, 2006; Beullens *et al.*, 2018; de Leeuw

et al., 2018). Respecto a este colectivo, la muestra ISSP es la que tiene menos diferencias, presentando las otras dos una situación similar, lo que impide aceptar la segunda hipótesis de la mayor presencia de personas más instruidas en las muestras probabilísticas. Es posible que la infrarrepresentación de jóvenes en las muestras probabilísticas (5,7 puntos en la ESE en el colectivo de entre 25 y 44 años, y de algo más de dos puntos en los menores de 34 en ISSP), pudiera explicar parcialmente los resultados.

La situación cambia totalmente cuando se comparan las variables laborales, con un excelente ajuste de la ESE en la tasa de actividad, mejor en los hombres que en las mujeres, y una infrarrepresentación de la tasa de paro en 4,4 puntos. Peor ajuste presenta la investigación ISSP, que sobrerrepresenta la tasa de actividad y paro en 4 y 3,9 puntos, respectivamente. El Barómetro mejora la estimación de la tasa de actividad, pero duplica la tasa de paro (9,5 puntos).

Respecto a la situación profesional, las encuestas probabilísticas (en especial la ESE) producen un mejor ajuste, presentando los asalariados las mayores diferencias, en contra de lo propuesto en la cuarta hipótesis.

Para explicar estas diferencias debe considerarse el diseño metodológico del Barómetro, donde las viviendas en las que nadie responde son *sustituidas* por la vivienda contigua (Díaz de Rada, 2015). De modo que, mientras que las muestras probabilísticas realizan varias llamadas antes de sustituir el hogar seleccionado, el Barómetro aumenta la probabilidad de selección de los hogares habitados durante la visita de los encuestadores. En la medida que las personas que trabajan pasan menos tiempo en su vivienda que los que se encuentran en paro, la *probabilidad* de llamar a una vivienda donde nadie responde es mayor entre los trabajadores que entre los parados. Esto explica, a nuestro juicio, la mayor tasa

de paro localizada por el Barómetro Sanitario (y el resto de investigaciones similares), en línea con la propuesta de la tercera hipótesis.

Estos hallazgos sugieren algunas reflexiones relacionadas, en primer lugar, con los recursos empleados por los muestreos probabilísticos. La disposición de datos del Padrón proporcionados por el INE es posible en contadas investigaciones, y es algo que está lejos de generalizarse en el sector privado de la investigación de opinión y mercados (Díaz de Rada, 2015). A esto se une la longitud de los trabajos de campo, más de cuatro meses en la ESE y casi tres meses en la investigación ISSP, frente a los nueve días del Barómetro Sanitario. La necesidad de mayor tiempo para establecer el contacto en los muestreos probabilísticos puede explicar estas diferencias, que algunos expertos (entre otros, Staveren, 1990) las cifran en el doble de tiempo que los nuestros por cuotas, «doble de tiempo» que se supera con creces en las investigaciones aquí analizadas.

Cambiar el método de cuotas por una selección aleatoria dentro del hogar podría —posiblemente— reducir las grandes diferencias en las «tasas laborales» con el fin de ajustarlas al universo, tal y como ha sido constatado por investigaciones realizadas en otros contextos (entre otros, Gaziano, 2005; Marlar *et al.*, 2018). Esto implicaría utilizar revisitas; revisitas que podrían fijarse en cuatro, si se tiene en cuenta que los análisis realizados en España con la ESE dudan de la efectividad real del quinto y siguientes contactos (Torcal *et al.*, 2006). Estas revisitas, aun cuando se limite su número y el tiempo global de los trabajos de campo, supondrían un alargamiento de este, así como un aumento de los costes de la encuesta con respecto a la situación actual. Para facilitar la operatividad del proceso podría fijarse un «límite» de revisitas, por ejemplo, a los contactos efectuados durante las dos primeras semanas. Otra posibilidad, opera-

tivamente más compleja, es tratar de entrevistar —en la siguiente investigación— en las viviendas que no fueron localizadas en la investigación anterior.

Finalizar señalando que, tras haber analizado la información sobre las variables consideradas, las desviaciones laborables detectadas en el muestreo por cuotas podrían ser tratadas en la recogida añadiendo una tercera cuota relativa a la situación laboral del entrevistado; de esta manera, se mantendrían las ventajas detectadas en la clasificación por sexo y edad, así como en el nivel de estudios, sin alterar los costes y el tiempo de recogida.

Con el fin de comprobar si estos resultados muestran una situación particular o un fenómeno generalizable, se realizó otra comparación con la séptima ola de la ESE (año 2014) y el estudio 3020 del CIS (Ciudadanía ISSP), localizando los mismos hallazgos. En esta misma línea se situaron Díaz de Rada y Martínez (2014) en una comparación con la quinta ola de la ESE, el estudio CIS n.º 2837 sobre Medio Ambiente, ISSP II y el Barómetro Sanitario.

BIBLIOGRAFÍA

- Alvira, Francisco (2011). *La encuesta: una perspectiva general metodológica*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- American Association for Public Opinion Research- AAPOR (2016). *Standard Definitions. Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys*. Disponible en: <https://www.aapor.org/AAPOR>, acceso el 13 de septiembre de 2018. (9.ª ed.).
- Bauer, Johannes J. (2016). «Biases in Random Route Surveys». *Journal of Social Statistics and Methodology*, 4: 263-287.
- Beullens, Koen; Loosveldt, Geer; Vandenplas, Caroline y Stoop, linkele (2018). «Response Rates in the European Social Survey: Increasing, Decreasing, or a Matter of Fieldwork Efforts?». *Survey Methods: Insights from the Field*, 1-12. Disponible en: <https://doi.org/10.13094/SMIF-2018-00003>, acceso el 20 de diciembre de 2018.
- Bréchon, Pierre (2015). «Random Sample, Quota Sample». *Bulletin of Sociological Methodology*, 126(1): 67-83.
- Butcher, B. (1995). «Sampling Methods: an Overview and Review». *Survey Methods Centre Newsletter*, 15(1): 4-8.
- Cea D'Ancona, M.ª Ángeles (2012). *Fundamentos y aplicaciones en metodología cuantitativa*. Madrid: Síntesis.
- Centro de Investigaciones Sociológicas (2011). *Normas generales para la correcta aplicación de la muestra*. (Documento no publicado).
- Centro de Investigaciones Sociológicas (2016a). Informe metodológico del estudio 3135: *Los ciudadanos y el Estado / Orientaciones hacia el trabajo*. (ISSP, módulos 2015/2016).
- Centro de Investigaciones Sociológicas (2016b). *Los ciudadanos y el Estado (III) / Orientaciones hacia el trabajo (I)* (ISSP). (Estudio n.º 3135).
- Centro de Investigaciones Sociológicas (2016c). *Barómetro Sanitario (segunda oleada del año 2016)*. (Estudio n.º 3140).
- Centro de Investigaciones Sociológicas (2016d). Ficha técnica del *Barómetro Sanitario (segunda oleada del año 2016)*. (Estudio n.º 3140).
- Cuxart, Anna y Riba, Clara (2009). «Mejorando a partir de la experiencia de la tercera ola de la ESE en España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 125: 147-168.
- De Leeuw Edith; Hox Joop y Luiten Annemieke (2018). «International Nonresponse Trends across Countries and Years: An analysis of 36 years of Labour Force Survey data». *Survey Insights: Methods from the Field*. Disponible en: <https://surveyinsights.org/?p=10452>, acceso el 10 de enero de 2019.
- Díaz de Rada, Vidal (2008). «La selección de los entrevistados últimos en encuestas presenciales». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 123: 209-247.
- Díaz de Rada, Vidal (2015). *Manual de campo en la encuesta*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Díaz de Rada, Vidal y Núñez Villuendas, Adoración (2008). *Estudio de las incidencias en la investigación con encuesta*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Díaz de Rada, Vidal y Martínez Martín, Valentín (2014). «Random Route and Quota Sampling: Do they Offer any Advantage over Probably Sampling Methods?». *Open Journal of Statistics*, 4(5): 391-401.

- Encuesta Social Europea (2018a). *ESS8-2016 Documentation report: the ESS data archive (edition 2.0)*. Disponible en: https://www.europeansocialsurvey.org/docs/round8/survey/ESS8_data_documentation_report_e02_0.pdf, acceso el 10 de noviembre de 2018.
- Encuesta Social Europea (2018b). *Archivo de datos de la 8.ª edición*. Disponible en: <https://www.europeansocialsurvey.org>, acceso el 10 de noviembre de 2018.
- Ernst Stähli, Michèle y Joye, Dominique (2016). «Incentives as a Possible Measure to Increase Response Rates». En: Wolf, C.; Joye, D.; Smith, T. W. y Fu, Y.-C. (eds.). *The SAGE Handbook of Survey Methodology*. London: Sage, pp. 425-440.
- Gaziano, Cecile (2005). «Comparative Analysis of Within-household Respondent Selection Techniques». *Public Opinion Quarterly*, 69(1): 124-157.
- Instituto Nacional de Estadística (2016a). *Encuesta Continua de Hogares: metodología*. Madrid: INE.
- Instituto Nacional de Estadística (2016b). *Encuesta Continua de Hogares*. Madrid: INE.
- Instituto Nacional de Estadística (2016c). *Revisión del Padrón municipal 2016, explotación a 1 de enero de 2016*. Madrid: INE.
- Instituto Nacional de Estadística (2016d). *Encuesta de Población Activa, segundo trimestre. Población de 16 y más años por nivel de formación alcanzado, sexo y grupo de edad*. Madrid: INE.
- Instituto Nacional de Estadística (2016e). *Encuesta de Población Activa, segundo trimestre. Tasas de actividad y paro, por sexo y distintos grupos de edad*. Madrid: INE.
- Instituto Nacional de Estadística (2017a). *Revisión del Padrón municipal 2017, explotación a 1 de enero de 2017*. Madrid: INE.
- Instituto Nacional de Estadística (2017b). *Encuesta de Población Activa, resultados de los dos primeros trimestres. Población de 16 y más años por nivel de formación alcanzado, sexo y grupo de edad*. Madrid: INE.
- Instituto Nacional de Estadística (2017c). *Encuesta de Población Activa, resultados de los dos primeros trimestres. Tasas de actividad y paro, por sexo y distintos grupos de edad*. Madrid: INE.
- Instituto Nacional de Estadística (2019). *Encuesta de Población Activa (EPA)*. Disponible en: <http://www.ine.es/dyngs/IOE/es/fichaProg.htm?cid=1259946010306>, acceso el 23 de junio de 2019.
- Marlar, Jennifer; Chattopadhyay, Manas; Jones, Jeff; Marken, Stephanie y Kreuter, Marken (2018). «Within-Household Selection and Dual-Frame Telephone Surveys». *Survey Practice*, 11(2).
- Marsh, Catherine y Scarbrough, Elinor (1990). «Testing Nine Hypotheses about Quota Sampling». *Journal of the Market Research Society*, 32(4).
- Martínez Martín, Valentín (2004). *Diseño de encuestas de opinión*. Madrid: Rama.
- Menold, Natalja (2014). «The influence of sampling method and interviewers on sample realization in the European Social Survey». *Survey Methodology*, 40(1): 105-123.
- Menold, Natalja (2018). «The Impact of Payment and Respondents' Participation on Interviewers' Accuracy in Face-to-face Surveys». *Field Methods*, 30(4): 295-311.
- Mercer, Andrew W.; Kreuter, Frauke; Keeter, Scott y Stuart, Elizabeth A. (2017). «Theory and Practice in Nonprobability Surveys». *Public Opinion Quarterly*, 81(S1): 250-271.
- Miller, Peter V. (2017). «Is there a Future for Surveys?». *Public Opinion Quarterly*. 81(S1): 205-212.
- Murgui, Santiago; Muro, Juan y Uriel, Ezequiel (1992). «Influencia de las sustituciones en la calidad de los datos en la encuesta de condiciones de vida y trabajo en España». *Estadística Española*, 34(129): 137-149.
- National Research Council (2013). *Nonresponse in Social Science Surveys: a Research Agenda*. En: Tourangeau, R. y Plewer, T. (eds.). Washington D.C.: The National Academic Press.
- Núñez Villuendas, Adoración (2005). «Incidencias de la entrevista personal en la investigación por encuesta». *REIS*, 109: 219-236.
- Pasadas del Amo, Sara; Soria Zambrano, Sara Micaela y Uribe-Echevarría, Marga (2006). «¿Importa el prefijo? Una aproximación a las diferencias territoriales en las pautas de respuesta a las encuestas telefónicas». *Metodología de Encuestas*, 8: 3-12.
- Riba, Clara; Torcal, Mariano y Morales, Laura (2010). «Estrategias para aumentar la tasa de respuesta y los resultados de la Encuesta Social Europea en España». *Revista Internacional de Sociología*, 68(3): 603-635.
- Rodríguez Osuna, Jacinto (1991). *Métodos de Muestreo*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Scheaffer, Richard; Mendenhall, William y Ott, Lyman (2007). *Elementos de muestreo*. Madrid: Thomson-Paraninfo.

- Smith, Tom M. (2010). «Surveying across Nations and Cultures». En: Marsden, P. V. y Wright, J. D. (eds.). *Handbook of Survey Research*. Bingley: Emerald Group Publishing Limited. (2.^a ed.).
- Staveren, Mark van (1990). «Relative Merits of Quota and Random Sampling». *Current Issues in General Population Sampling Joint Centre for Survey Methods Newsletter*, 11(1): 5-7.
- Stoop, Ineke (2012). «Unit Non-response Due to Refusal». En: Gideon, L. (ed.). *Handbook of Survey Methodology for the Social Sciences*. New York: Springer, pp. 121-147.
- Sudman, Seymour (1976). *Applied Sampling*. New York: Academic Press.
- Sudman, Seymour y Edward Blair (1999). «Sampling in the twenty-first century». *Journal of the Academy of Marketing Science*, 27(2): 269-277.
- Torcal, Mariano; Morales, Laura y Riba, Clara (2006). «Supervisión y control de calidad del trabajo de campo de la Encuesta Social Europea en España: Evaluación y resultados». *Metodología de Encuestas*, 7(2): 75-97.
- Williams, Douglas y Brick, Michael (2018). «Trends in U.S. Face-To-Face Household Survey Nonresponse and Level of Effort». *Journal of Survey Statistics and Methodology*, 6(2): 186-211.
- Worcester, Robert y Downham, John (1986). *Consumer Market Research Handbook*. Holland: Elsevier.

RECEPCIÓN: 03/03/2019

REVISIÓN: 07/05/2019

APROBACIÓN: 30/07/2019