

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

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

Vidal Díaz de Rada and Valentín Martínez

Key words

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

Palabras clave

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

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).

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).

Citation

Díaz de Rada, Vidal and Martínez, Valentín (2020). "Household Sampling Designs: Differences and Similarities Between Probability Sampling and Route and Quota Sampling". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 171: 23-42. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.171.23>)

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

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

INTRODUCTION¹

According to the specialist literature, household probability sampling is the only method that allows the results to be extrapolated to the universe. However, it poses numerous difficulties, due to the vast amount of information necessary for its correct application. This is clearly one of the factors that has given rise to a proliferation of studies that have proposed using non-probability sampling (among others, Mercer *et al.*, 2017; Miller, 2017).

In Spain, most of the household surveys conducted by the private sector on market and opinion research use samples based on random routes and quotas (among others, Núñez Villuendas, 2005; Cuxart and Riba, 2009; Alvira, 2011) that employ non-probability selection criteria. However, Spain's participation in international research projects (Eurobarometer, Comparative Study of Electoral Systems, World Values Survey, European Social Survey, International Social Survey Programme, etc.) that demand identical methodologies in all countries (among others, Smith, 2010), together with the harmonisation of official statistics caused by having to conform to the rules imposed by Eurostat, has proven to be a challenge for Spanish research. One of the *basic* requirements of these studies is the use of probability sampling. But this is difficult in Spain, as there has not been much of a tradition for using this type of

sampling—except for the National Institute of Statistics.

This article compares the representative quality achieved in three face-to-face household surveys. Two of them were conducted using probability sampling and the other one using a random route method, and cross-over age and sex quotas to select the ultimate sampling units. Non-responses from the sample unit resulted in “automatic” substitutions. The aim is to evaluate the information from six variables and to verify the hypothesis that the representative quality achieved by routes and quota sampling (with substitution) is similar to that obtained in home sampling that reduces non-response rates by using a revisit instead of replacement. This hypothesis gives rise to several sub-hypotheses:

- H1: Route and quota sampling (age and sex) achieves better representation quality of the universe distribution by age and sex when these characteristics are considered by interviewers in respondent selection.
- H2: There are likely to be more highly educated respondents when using probability sampling, since various studies (Beullens *et al.*, 2018; Williams and Brick, 2018; National Research Council, 2013, among others) have found a relationship between increased educational level and cooperation rate.
- H3: The use of revisits in probability sampling selects a greater number of employed persons (outside of the household). The use of substitutions in the sample with routes and quotas generates an over-representation of the unemployment rate.
- H4: The working day of employees, which is shorter than that of employers and self-employed people, means that

¹ This study was carried out during a research visit to the Sociology Department of the University of Nebraska-Lincoln (UNL), funded by the Public University of Navarra. The author wishes to thank the Department for their warm welcome, in particular, Julia McQuillan and Jolene D. Smyth.

This text is part of a study funded by the Spanish Ministry of Economy and Competitiveness, reference CSO2012-34257. The author wishes to thank the Editorial Board and the two anonymous reviewers for their suggestions, which improved the original version of the paper.

employees are better represented in route and quota sampling.

The study is organised into 5 parts. After explaining the purpose of the study, the basic criteria of probability sampling and of random route and quota sampling for the selection of the ultimate respondents is briefly described. The sources of data used and the methodology for carrying out comparisons between distributions are then outlined. The fourth section includes comparisons between the three studies, considering the distribution by age and sex, educational level, and a comparison of the three employment variables.

PROBABILITY SAMPLING

The specialised literature defines probability sampling as a method in which all the units have a known probability of being included in the sample, and which employs a selection criterion that respects this probability. A frame is therefore needed that includes all of the members of the universe, that is, an exhaustive list of all sampling units without duplication (Scheaffer *et al.*, 2007).

In Spain, the National Statistics Institute (known as INE by its Spanish initials) is the body responsible for coordinating the Local Population Register -Continuous Register with the Local Councils, as well as for preparing the Electoral Register. All these operations are continuously updated. In this way, the INE has an updated list of all the people who reside in Spain Spanish, as well as the necessary information to locate individuals, including their full name and address.

This is the basis of the selections used in two of the surveys used in this study, the *European Social Survey* and the *Role*

of Government (III)/Work orientations (I) study, both carried out by the Centre for Sociological Research (known as CIS for its initials in Spanish). The CIS requested the details of the individuals' who took part in both surveys, taking into account the sample design characteristics of each of them.

SAMPLES BASED ON INCOMPLETE FRAMES

As noted above, the information needed to conduct household sampling is only accessible to a limited number of bodies², which leads the private sector organisations engaged in market and opinion research to use other strategies.

Of all the existing strategies for locating people to interview, one of the most used is the *random route sampling method* (among others, Bréchon, 2015; Bauer, 2016), which selects the households through a route that the interviewer must follow to carry out the assigned interviews. This includes randomly chosen streets that prevent interviewers from deciding the route to follow, so they are "forced" to take certain streets (Díaz de Rada, 2015). Each route has a *starting point*, usually a specific address, and from there, a series of criteria must be followed for the selection of homes. Five different routes are presented in the second chapter of Díaz de Rada's publication (2015).

Once the homes have been selected, the next step is to choose a person within the household, provided it is not a single-person household, as is the case in 75%

² In fact, the volume of surveys conducted in Spain and the costs of these processes make it difficult to use this service for the entire research sector through surveys.

of Spanish homes (INE, 2016b)³. In Spain, most of the people residing in households (ultimate units) are selected by the so-called *quota method*, which tries to obtain a sample that is similar to the population under study based on certain characteristics. For this, a series of characteristics of the units to be interviewed are selected, generally referring to various sociodemographic features such as age, sex, employment relationship status, profession, educational level, etc., and subsequently a series of “selection sheets” are prepared, which list the characteristics of the respondents. This method is based on the premise that a sample that is similar to the population in a series of important characteristics will also be similar in respect to the other characteristics of interest for the analysis.

Quota sampling has the advantages of simplifying the fieldwork and significantly reducing the costs involved. Sudman, for example, estimated that quota sampling is three times cheaper than probability sampling with more than one household visit (Sudman, 1976: 199). The main disadvantage is the high degree of freedom granted to the interviewer, which generates significant biases in the selection process (Menold, 2018) that are difficult to detect. The following paragraphs will explain in detail what this greater “freedom of the interviewer” involves.

³ The authors are fully aware of this change in terminology from *home* to *household*. A *Home*, according to the INE (2016a), is “a structurally separate and independent enclosure which, due to the way in which it was built, rebuilt, transformed or adapted, is designed to be inhabited by people or, even if it is not, it is someone’s habitual residence at the time of the survey” (INE, 2016a: 3). In contrast, a *household* refers to living situations: “the person or group of people who usually reside in a main family home” (INE, 2016a). Therefore, there can be more than one household in a home, although this is uncommon. The change in terminology is due to the fact that the object of study of most of the surveys is the household.

The fundamental difference between the quota method and other methods (Kish selection method, birthday-based methods, etc.) is the way in which people are selected to be part of the sample (Marlar *et al.*, 2018). Thus, for example, if in a given household the interviewer finds two women aged between 16 and 30 years old, the interviewer decides how to select which person to interview. This overrides the maxim of probability sampling that postulates that all the units of the population must have the same probability of being included in the sample (Menold, 2014). When the interviewer begins the route and goes to the first household, s/he can choose any of the people included in the selection sheet, and s/he chooses the person to interview. When the person chosen cannot be interviewed (or refuses to cooperate) the interviewer does not try to persuade the individual to collaborate, as in probability methods (Butcher, 1995), but instead goes on to choose another person within the household, provided that they comply with the characteristics laid out on the “selection sheet”.

In the first interviews on the route, the sheet is “intact”, so obtaining an interview in the first household visited is very easy. Each time an interview is completed, the characteristics of the interviewed person are crossed out. This means that, by the end of the route, the interviewer has to search for people with very specific characteristics, who are more difficult to find (Díaz de Rada, 2008). Both situations mean that the interviewer has the freedom to choose the person to interview.

In the case being discussed here, since there are several people in the household who could be interviewed, finding a *replacement* does not pose problems for the interviewer. But what happens when nobody responds, or when the selected person refuses to cooperate? Or when nobody in the household meets the required char-

acteristics? When people to be interviewed cannot be identified when using quota sampling, and there are downright refusals to participate, or any other incident that prevents a person from being interviewed, a *substitution is made*. This entails adding new items to the sample that replace the selected people who did not respond (Mennold, 2014). This is one of the most commonly used strategies at present, mainly by the private sector in opinion and market research (Rotman and Mitchell, 1989; Sudman and Blair, 1999; Taylor *et al.*, 1995; Sánchez Carrión, 2000), as it provides a rapid “solution” to the non-response problem and makes it possible to obtain a previously fixed sample size.

The strategy to be used depends on the researcher, and in the route and quota sampling used in this study, the procedure is set forth in the document entitled *General rules for the correct application of the sample*: “when an interview is not conducted at the time of the first contact, try again at the next door” (CIS, 2011). In this way the next interview is carried out at the first door of the next segment (6-home group). In the case of entrance foyers to blocks of flats where no interview can be made “the selected entrance foyer is replaced by the next one” (*ibid.*).

At first, this causes numerous unsuccessful calls. Núñez Villuendas (2005) used 88 Barometers carried out by the CIS between 1996 and 2003 and noted out that this problem affected 27% of visits to homes. She noted that “there are quotas which need three hours to complete the sample sheet” (Núñez Villuendas, 2005: 5). The second consequence of making substitutions is the introduction of biases in the sample, by collecting information from units other than those originally chosen. Thus, for example, in the Living and Working Conditions Survey in Spain, Murgui *et al.* (1992) reported that the use of substitution produced greater over-representation of

women over the age of 65, compared to the low representation of men aged between 20 and 24 years old. The problem was not limited only to sociodemographic features, but it also affected the specific aspects of the study. Bréchon (2015) pointed out that when a person who refuses to participate is replaced by a neighbour (who then agrees to cooperate), the latter usually has greater *social involvement*, and a greater participation in social and political life. This results in units being introduced that are *different* from those they replace.

Some experiments that compared the selection made by this method with other probability methods did not find significant differences (among others, Rodríguez Osuna, 1991; Bréchon, 2015), although most of the existing literature criticises this procedure, because the quota method includes a small number of rejections and people who are difficult to locate (among others, Worcester and Downham, 1986; Marsh and Scarbrough, 1990). However, the industry argues that, while these situations must be kept in mind, the samples “work”, and sometimes better results are obtained than those provided by strictly random sampling (among others, Sudman and Blair, 1999; Bréchon, 2015).

DATA AND METHODS

The studies used for comparison with probability sampling were the 8th round of the *European Social Survey* and *Role of Government/Orientations towards work*, both conducted by the CIS (Surveys No. 3167 and 3135, respectively). These were compared with the Health Barometer of the second semester of 2016, which used a system of random routes to select the homes, and quotas for within-household respondent selection. The methodological designs of each of these studies are described below.

Data Sources

Probability surveys

The object of study of the European Social Survey (hereinafter ESS) is the population aged 15 and over residing in main family households in Spain (Cuxart and Riba, 2009), while the study focused on the *Role of Government/Orientations towards work* within the International Social Survey Programme (hereinafter ISSP) concentrated on the over 18 years old population (Centre for Sociological Research, 2016a). Both used the Local Population Register from January 2015 (European Social Survey, 2018a; Centre for Sociological Research, 2016a)⁴ as a sampling frame. The universe was stratified by autonomous region and habitat, considering four categories in the ESS and seven in the ISSP. Both surveys used the same units (sections and individuals) and the same sampling procedure: two-stage with selection of sections of the population register, with probability proportional to their size, followed by a systematic selection of the individuals in the section, once they had been ordered by the number of homes where they resided. The initial sample size of both samples was around 3,000 interviews (3,080 in the ESS and 3,000 in the ISSP) and employed a proportional allocation in the defined strata.

The ESS fieldwork began on 16 February and ended on 26 June 2017, while the ISSP was conducted between 11 April and 29 June 2016.

Another characteristic element of these surveys was that the population who had been selected received a letter of introduction prior to the interviewer's visit, where they were told that they had been selected to participate in a survey, the ob-

jectives of the survey were explained, and they were informed that there was a free telephone number and an email address they could contact if they wanted further information. In addition, both used a brochure that briefly explained the purpose of the survey, and how the answers were used.

In the case of ESS, those who refused to cooperate received another letter that emphasised the importance of their participation in order to obtain suitable representation. This letter that included a free telephone number, and an e-mail address they could use to contact the person who was conducting the survey. In addition, in recognition of their effort, after answering the questionnaire the respondents would receive EUR 9 in the ESS (in the form of a purchase voucher), and a tote bag with the CIS logo in the ISSP.

In both studies, the impossibility of *replacing* individuals who refused to cooperate necessitated at least four visits to homes where contact was not established, which were carried out at different times and at least one of them during the weekend. The ESS also used "refusal conversion" strategies.

All these resources achieved the completion of 1,958 questionnaires in the ESS, and 1,834 in the ISSP, which represented cooperation rates of 64.4% and 61.3%, respectively (COOP1 American Association for Public Opinion Research-AAPOR, 2016: 63), with a total of 3,038 and 3,000 contacts made, respectively.

Study by random routes and quotas

The universe of the 2016 Health Barometer was the resident population aged 18 and over, stratified by autonomous regions and 7 habitat categories, the same as the ISSP study (CIS, 2016c and 2016d). The study consisted of three representative subsamples of the Spanish popula-

⁴ All the information included in that section was taken from both sources, except when other references are cited.

tion, although the second one was considered in this comparison. The field work was carried out between 10-19 June 2016. It used multi-stage cluster sampling in which the primary units (253 municipalities) and the secondary units (population register sections) were selected on a proportional, random basis (Martínez Martín, 2004). The design started with a uniform distribution of 250 interviews in each community and was extended proportionally with a number of interviews to reach a total of 7,800 interviews. Each wave of the Barometer was one third of the total sample, that is, 2,600 interviews (CIS, 2016c). The second wave of the Health Barometer from 2016 (CIS Survey No. 3140) was chosen due to the similarity with the probability method in the sample frame, in the population under study, and in the dates when fieldwork took place.

The non-proportional sampling adopted meant that the regional results could be closely compared. The objective was to discover and compare people's views on different aspects of the health system by autonomous region. This implied that the more sparsely populated communities were over-represented, while those that were more densely populated were under-represented, due to the distribution of the resident population. This caused an over-representation of smaller regions (such as La Rioja, Navarra, etc.) and an under-representation of larger regions. Consequently, in order to obtain representative data at the national level, it was necessary to make some adjustments and increase the weight of the most populated autonomous regions and decrease the weight of the least populated (CIS, 2016c).

The homes were chosen by using a system of random routes within the population register section selecting the ultimate units (individuals resident in those homes) using *related* sex and age quotas (Martínez Martín, 2004), with six age

groups: 18-24 years old, 25-34 years old, 35-44 years old, 45-54 years old, 55-64 years old and, and 65 years old and above.

Whenever the interview could not be carried out (no response, refusal, etc.), the sample unit was replaced following the instructions established in the *General rules for the correct application of the sample* document discussed earlier. This procedure meant that in order to complete 2,587 interviews it was necessary to contact 62,044 homes, with an average of 23.9 contacts per interview. More than half of these contacts (55.5%) were from homes where no one responded, 10% from homes where people refused to cooperate, and another 6.8% from homes where residents refused before explaining that it was a survey. On 2.9% of the occasions it was not possible to gain access to the building (house, housing estate, etc.), and 3.15% of the contacts were made in places that were not homes (offices, doctor's surgeries, etc.). In addition, 20.5% of the contacts did not result in an interview because the quotas had already been covered.

In short, the three studies performed a similar stratification, depending on the size of the municipality in question, and used cluster sampling where the ultimate cluster was the population register section (direct selection of sections in the case of the ESS and ISSP, and selection of municipalities and sections within the selected municipalities in the case of the Health Barometer). The differences between the three studies began at this point, since the Health Barometer used routes and quotas, and probability sampling studies employed lists of people. The ESS used more resources to increase collaboration: an additional cover letter (compared with the ISSP), refusal conversion, and a monetary reward. A money incentive has been reported by almost all

researchers on the subject to be more effective than the use of any gifts (among others, Ernst Stähli and Joye, 2016). Another essential difference was that the Health Barometer included the replacement of non-located units, while the other two did not. Regarding the inequality in the ESS universe, which considered people aged 15 and older, those respondents under 18 were eliminated in order to facilitate the comparison, which resulted in the sample size being reduced to 1,818 respondents.

Analysis: Comparison between distributions

Representative quality was studied by comparing the distribution achieved by each survey and the reference population (Martínez Martín, 2004) in the variables for which there was information from the population as a whole, specifically the distribution by sex and age, provided by the Register on 1 January 2016 in the ISSP and in the Health Barometer, and 2017 in the case of the ESS.

The study would lack interest and originality if it were restricted to that comparison, so it was extended to other variables, including educational level and labour relationship. Although there was no updated information on the universe, the Spanish Labour Force Survey (hereinafter LFS) provided a good approximation to the Spanish population as a whole (Díaz de Rada and Núñez Villuendas, 2008). This is the main survey targeting households, taken into account sample size, cost, and personnel used. In fact, the INE website reported that the cost of the 2019 LFS was 11.408 million Euros (INE, 2019).

To find the representative quality of each survey, the joint distribution of each variable of interest and sex was consid-

ered. Both variables were considered together to identify deviations which would be hidden in certain frequencies if the marginals were used, since the compensation employed between subgroups could *conceal* this deviation. For example, in the second part of Table 1, the marginal distribution of the 55-64 year-old group was over-represented by 0.59 points when compared with the population register data—something that could be indicative of a good fit. However, when disaggregated by sex, there was an underrepresentation by nearly 1 point in the case of men (0.85), and an over-representation by 1.44 points in the case of women. This involved an aggregate mismatch of 2.29 points. The women in this age group were therefore identified as being “responsible” for the deviation detected.

The distribution of each (sample) variable will be shown in the tables of the following section compared with the corresponding information from the universe. Thus, as can be seen in Table 1, the second column contains the age distribution of men under the term “data” and, on the right, the differences when compared with the Register. The calculation, subtracting the distribution of the universe from the sample distribution, meant that the positive values meant a sample over-representation (in this case of men aged 65 and over), and the negative figures meant an under-representation with respect to the universe.

The sum of the differences (SD) was added to the distribution considering each cell at the end of each table, showing the different fit of men and women, and the sum of absolute deviations (SAD). This last sample shows the total magnitude of deviations for each distribution, which provides values higher to the first because the SD compensated for the differences.

RESULTS: DIFFERENCES BETWEEN THE SAMPLING PROCESSES

Distribution by age and sex

Table 1 details the age distribution achieved by each study compared to the reference universe. The comparison reveals a total difference of 13.6 points, mainly caused by the under-representation of the group between 25 and 44 years old, as well as the over-representation of the group of that age and above. A slight over-representation of the under 24-year-old group was also detected. The sex-differentiated analysis revealed a slightly poorer representation of men, with an SAD value of 7.43 (6.16 in women). Males between 25 and 44 years

old were under-represented by 3.19 points, while the opposite happened for the 45-55 age group, although to a lesser extent. In the case of women, the youngest appeared to be over-represented by 1.14 points, and the opposite occurred in the 25-34-year-old age group.

Dividing each magnitude by the total differences (13.60) revealed the subgroups that contributed most to the deviations detected. In this case, 13.9% of the differences occurred in men over 64, and 13.8% among men between 25 and 34 years old. The next highest magnitude (12.25%) corresponded to women between 25 and 34 years old. These three subgroups amounted to 39.9% of the differences.

TABLE 1. Comparison between the sample and the universe in the distribution of age and sex. Vertical percentages and differences between magnitudes (sample minus universe⁵)

European Social Survey 2017 (Round 8) (CIS Survey 3167, year 2017)							
	Men		Women		Total		
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference	SAD
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 and over	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	
SAD		7.43		6.16		11.51	13.60

¹ Percentage of men between 18 and 24 years of age compared to the total number of respondents in the ESS.

² This value was obtained by subtracting the universe distribution from the sample distribution, with the negative values representing an under-represented sample, and the positive numbers an over-represented sample with respect to the universe.

⁵ The difference between the values obtained from the sample and the population were interpreted as indicating over-representation if they were positive, and under-representation if they were negative.

TABLE 1. Comparison between the sample and the universe in the distribution of age and sex. Vertical percentages and differences between magnitudes (sample minus universe) (Continuation)

Role of Government/Work orientations (CIS Survey 3135, year 2016)							
	Men		Women		Total		
	Data	Difference	Data	Diferencia	Data	Difference	SAD
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 and over	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	
SAD		4.80		4.75		4.91	9.55

Health Barometer (2nd wave) (CIS Surveys 3133 and 3140, from 2016)							
	Men		Women		Total		
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference	SAD
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 and over	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	
SAD		1.47		2.05		3.52	3.52

Source: European Social Survey 2018b; Centre for Sociological Research, 2016c and 2016d. Data of the universe taken from the INE: 2017a and 2016c.

The ISSP had a better overall fit and lower SAD values than the ESS. The biggest mismatch was related to the over-representation of men and women between 55 and 64 years. That group had the worst fit, with absolute differences

(SAD) in excess of two points (2.29) as a result of the smaller number of men and the numerical supremacy of women. Both groups were responsible for 24% of the total deviations. In addition, men were under-represented in the under 65 group,

and under-representation was greater in the 25-44 age group. This under-representation of men accounted for 50.3% of the differences found.

The comparison with the Health Barometer showed a greater similarity in all age groups, as well as in the distribution by sex. It should be noted that there was lower collaboration rate of the strata between 55 and 64 years old, which was greater in women, as they presented a joint under-representation slightly above one percentage point. The situation was reversed in the oldest group, where there was over-representation, which was slightly higher in the male group. These two age groups considered together accounted for 45.2% of the overall difference. There was also over-representation of both men and women under 35, although this was more pronounced among women.

An overview of the findings showed that the comparison of the age and sex distribution of the sample by routes and quotas achieved smaller differences than those samples that did not use them. The fact that the same variables were used in the selection of the respondents only partially accounted for this fit, since the interviewers were able to “replace a quota with the neighbouring one” when there were difficulties in locating a specific individual⁶. Although the literature

showed a lower response rate (it should be noted that 23.9 contacts per effective interview were necessary) and a greater difficulty in finding young people (among others, Pasadas del Amo *et al.*, 2006; Díaz de Rada and Núñez, 2008), in this case the biggest differences occurred in those over 45, and more in women than in men.

Differences in educational level

The answers to the educational level questions were re-categorised in order to “match them” to the categories used in the Labour Force Survey, and a greater number of significant differences between universe and sample were found here. As can be seen in the first part of Table 2, the differences in the ESS were mainly caused by the greater under-representation of people with first-stage secondary education and the over-representation of people without any formal education, and those who had completed a Vocational Training course (hereinafter VT). The differences in secondary education among men and women, divided by the total differences (61.10%), showed that both represented 39.93% of all the deviations detected in the table, which increased to 61.90% when the over-representation of the respondents with VT education was added. Those who had completed higher education (both VT and higher) were also under-represented (this was more pronounced among men).

The ISSP again contained an over-representation of people with VT education, although to a lesser degree, with similar values for men and women; and it under-represented people whose maximum educational level was first stage secondary and higher (this under-representation was more pronounced among men). The subgroups that contributed the

⁶ The *General rules for the correct application of the sample* (Centre for Sociological Research, 2011) provided that if an interviewer found it difficult to locate a respondent, s/he could replace this person with another one from the neighbouring age quota. This is the exact wording:

When it is impossible to obtain a certain age quota, it can be substituted by one of the neighbouring quotas, although no more than one change can be made per sample sheet. The questionnaire will record the real age and the change made will be recorded on the questionnaire and in the report, where the sampling point and reason for the change will also be recorded.

most to the total deviations were those with VT and first-stage secondary education, which were responsible for 58% of the differences. These differences increased to 72.7% when men with higher education were also considered. It should be noted that the educational level variable is over-represented for women in this survey, mainly due to the smaller number of men with secondary and higher education. In any case, this was the survey with the best fit of the three analysed.

The Health Barometer (routes and quotas) was the second survey with the greatest differences, eight points above the ISSP fit. These differences represented almost half (31.3) of those found in the ESS. Despite this greater difference, the trends were very similar: respondents

with VT were over-represented, and two groups were under-represented, namely those with secondary first-stage education, greater difference in women, and those who had completed higher education, greater under-representation in men. The under-representation of these three subgroups accounted for 40.4% of the deviations from the table, which increased to 69.4% when taking into account the over-representation of people whose maximum educational level was Vocational Training.

The Barometer also under-represented respondents without any formal education, particularly women. This was the main difference with respect to the other two surveys where they were over-represented, especially in the ESS.

TABLE 2. Comparison between the sample and the universe in the distribution of educational level and sex. Vertical percentages and differences between magnitudes (sample minus universe)

European Social Survey 2017 (Round 8)							
	Men		Women		Total		
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference	SAD
No formal education	9.30 ¹	6.23 ²	11.90	7.30	21.20	13.53	13.53
Primary	9.30	2.93	8.20	0.62	17.50	3.55	3.55
Secondary (1st stage)	3.00	-12.30	2.60	-11.19	5.60	-23.49	23.49
Secondary (2nd stage)	6.00	-0.78	6.70	-0.14	12.70	-0.91	0.91
Voc Tr.	11.80	8.11	9.10	5.32	20.90	13.43	13.43
Higher	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	
SAD		33.79		27.32		61.10	61.10

¹ Percentage of men without formal education with respect to the total interviewed in the European Social Survey.

² This value was obtained by subtracting the distribution of the universe from the distribution sample. The positive values indicate an over-represented sample, and the negative values indicate an under-represented sample with respect to the universe.

TABLE 2. Comparison between the sample and the universe in the distribution of educational level and sex. Vertical percentages and differences between magnitudes (sample minus universe) (Continuation)

Role of Government/Work orientations							
	Men		Women		Total		SVA
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference	
No formal education	4.60	1.22	5.50	0.39	10.10	2.01	1.60
Primary	7.80	1.12	9.00	1.13	16.80	2.31	2.25
Secondary (1st stage)	11.40	-3.68	11.10	-2.29	22.50	-6.20	5.97
Secondary (2nd stage)	6.00	-0.78	6.70	0.19	12.70	-0.66	0.97
Voc Tr.	7.40	3.79	7.70	3.87	15.10	7.66	7.66
Higher	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	
SAD		14.04		9.45		23.96	23.50
Health Barometer (2nd wave)							
	Men		Women		Total		SVA
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference	
No formal education	2.20	-1.18	3.20	-1.91	5.40	-2.79	2.79
Primary	8.60	1.92	10.40	2.53	19.00	4.51	4.51
Secondary (1st stage)	12.40	-2.68	9.70	-3.69	22.10	-6.60	6.60
Secondary (2nd stage)	7.70	0.92	7.60	1.09	15.30	1.94	1.94
Voc Tr.	8.20	4.59	8.30	4.47	16.50	9.06	9.06
Higher	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	
SAD		14.95		16.28		31.32	31.32

Source: See table 1. Data of the universe taken from the INE: 2017b and 2016d.

The comparison of employment variables

Only labour force participation and unemployment rates were taken into account in the question about employment; other responses pertaining to groups that were not related to the aims of this study were not considered. Two of the three surveys used asked respondents about

their employment status, and considered them to be unemployed only when they said that they were; in contrast, the LFS defined employment status and unemployment based on several questions that allowed the “inactive” to be differentiated from the (actual) unemployed. In other words, in the surveys under study here, unemployment was an allocated

category, even though respondents may have actually been inactive, and therefore not within the labour force.

Table 3 shows that two of the three surveys over-represented the labour force participation rate, whereas the ISSP had the greatest differences, amounting to

four percentage points. The results of the European Social Survey had the best fit, followed by the Health Barometer. All three surveys showed smaller differences in men than in women, which implied that they recorded male labour force participation better.

TABLE 3. Comparison between the sample and the universe in labour force participation rate and unemployment rate. Vertical percentages and differences between magnitudes (sample minus universe)

European Social Survey 2017 (Round 8)						
	Men		Women		Total	
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference
LF part.rate	64.10	-0.56	55.90	2.64	58.70	-0.11
Unempl. Rate	10.20	-6.23	15.50	-4.28	13.50	-4.49

Role of Government/Work orientations						
	Men		Women		Total	
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference
LF part.rate	67.80	1.89	60.50	6.09	63.90	3.99
Unempl. Rate	22.40	4.89	24.20	2.58	30.40	3.90

Health Barometer (2nd wave)						
	Men		Women		Total	
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference
LF part.rate	66.00	0.79	57.30	3.39	61.50	2.09
Unempl. Rate	28.10	9.69	31.00	9.18	29.50	9.50

Source: See Table 1. Data of the universe taken from the INE: 2017c and 2016e.

The unemployment rate was under-represented by the ESS by 4.5 points, which gave a worst fit for men. The other two surveys over-represented unemployment rate, particularly in the case of men, although the Health Barometer showed a total difference that al-

most TRIPLED the one found in the ISSP. The ISSP provided the best fit for unemployment rate⁷.

⁷ SAD values were not presented because they are meaningless, since they are different variables.

Regarding the occupational situation shown in Table 4, the greatest differences were found among wage-earners, 85% of the labour force participation in Spain. The ESS represented the situation best; the most important aspect was the over-representation of wage-earning women by just over two points, and the under-representation of self-employed men by 2.13 points. These two situations represented 73.4% of the total variation.

The differences increased slightly in the ISSP as a result of the higher over-representation of wage-earning women and the under-representation of male wage-earners. Although both deviations were compensated for (total deviation of 0.35), they represented a change (SAD) of 7.70 points. In fact, these two situations explained 77.8% of the total variation shown in the table. The Health Barometer showed the same tendency, although it was the one that showed the worst fit.

TABLE 4. Comparison between the sample and the universe in occupational status by sex. Vertical percentages and differences between magnitudes (sample minus universe)

European Social Survey 2017 (Round 8)							
	Men		Women		Total		
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference	SAD
Wage-earners	43.30	-0.43	41.70	2.35	85.00	1.93	2.78
Employers	3.60	-0.08	1.40	-0.16	5.00	-0.24	0.24
Self-employed	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	
SAD		2.63		3.47		3.33	6.11

Role of Government/Work orientations							
	Men		Women		Total		
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference	SAD
Wage-earners	39.90	-3.68	43.30	4.02	83.20	0.35	7.70
Employers	3.40	-0.13	1.10	-0.47	4.50	-0.60	0.60
Self-employed	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	
SAD		4.17		5.73		1.82	9.90

TABLE 4. Comparison between the sample and the universe in occupational status by sex. Vertical percentages and differences between magnitudes (sample minus universe) (Continuation)

	Health Barometer (2nd wave)						
	Men		Women		Total		
	Data	Difference	Data	Difference	Data	Difference	SAD
Wage-earners	39.20	**−4.38	43.30	**4.02	82.50	−0.35	8.40
Employers	2.50	−1.03	2.20	0.63	4.70	−0.40	1.66
Self-employed	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	
SAD		5.87		6.59		2.22	12.46

Source: See table 1. Universe data taken from the INE: 2017c and 2016e.

CONCLUSIONS

The above analysis of the information collected from the three surveys shows that the differences in the age and sex distribution of the probability samples were markedly greater than those provided by route and quota samples, as stated in the first hypothesis. The sum of absolute deviations of the sample by quotas (3.52) reached 9.05 in the ISSP sample and was almost quadrupled in the European Social Survey (13.6).

More notable were the mismatches between both probability samples, which could be attributed to the “extra” resources used by the ESS to increase cooperation. Although both made several visits to a home, the ESS rewarded respondents and used refusal conversion strategies, thus recovering 12.7% of the sample⁸. The differences in representing the universe are likely to be explained by the specific characteristics of each group (Riba, Torcal and Morales, 2010).

⁸ In other words, 12.7% of the respondents were included after several visits to the home using refusal conversion strategies.

The better representative quality of the Health Barometer compared to probability sampling can be explained by the method of selection of the ultimate respondents, using sex and age quotas. In the light of this information, when interviewers “replaced the quota with the neighbouring one” when it was difficult to locate a certain individual (footnote number 9), these replacements were *compensated* for the changes made—in the opposite direction—by other interviewers, so they can be defined as opposing random errors.

The education level showed greater deviations, between 23.5 and 60.1 points, mainly produced by the over-representation of people with a lower educational level; in line with what was detected by research carried out in other contexts (Stoop, 2012). Something similar occurred with those who had Vocational Training qualifications. In contrast, respondents who had secondary or higher education were under-represented, probably caused more by the difficulty in contacting them than by any evident desire not to respond (among others, Padas et al., 2006; Beullens et al., 2018; de Leeuw et al., 2018). Regarding this group, the ISSP sample was the one with the least

differences; the other two showed a similar outcome, which meant that the second hypothesis of the greater presence of more highly educated people in probability samples could not be accepted. The under-representation of young people in the probability samples (5.7 points in the ESS in the 25 and 44 years-old age group, and of just over two points in the under 34 years-old age group in the ISSP) may partially explain the results.

The situation changed completely when employment-related variables were compared, as the ESS showed an excellent fit in labour force participation rate, better in men than in women, and an under-representation of the unemployment rate by 4.4 points. The ISSP had the worst fit, as it over-represented the labour force participation rate and unemployment rate by 4 and 3.9 points, respectively. The Barometer improved the estimation of the labour force participation rate but doubled the unemployment rate (9.5 points).

Regarding the occupational situation, the probability surveys (especially the ESS) produced a better fit; the greatest differences were found among wage-earners, contrary to what was proposed in the fourth hypothesis.

The methodological design of the barometer should be considered to account for these differences, as homes in which no one responded were *replaced* with the neighbouring dwelling (Díaz de Rada, 2015). So, whereas in the probability samples several calls were made before replacing the selected home, the Barometer increased the probability of selection of the homes inhabited during the interviewer's visit. Since wage-earners spend less time in their home than those who are unemployed, the *probability* of knocking on a door where there is no answer was higher among those in employment than among the unemployed population. In our opinion, this explains the

higher unemployment rate found by the Health Barometer (and the rest of similar surveys), in line with the third hypothesis.

These findings provide food for thought, firstly, about the resources used by probability sampling. The data availability from the Population Register provided by the Spanish Institute of Statistics is only rarely available, and is far from normal use in the private sector of market and opinion research (Díaz de Rada, 2015). In addition, the length of the fieldwork should be taken into account: more than four months for the European Social Survey and almost three months for the ISSP, compared to the nine days for the Health Barometer. Probability sampling requires more time to make contact, which may explain these differences. Some experts (among others, Staveren, 1990) have calculated these differences to be twice as long as our quota sampling surveys, a proportion that was exceeded in the surveys analysed here.

Changing the quota method for a within-household random selection might –possibly– reduce the large differences in ‘labour rates’ in order to adjust them to the universe, as has been found in studies conducted in other contexts (among others, Gaziano, 2005; Marlar *et al.*, 2018). This could be done by limiting revisits to four, especially considering that the analyses carried out in Spain with the European Social Survey cast doubt on the real effectiveness of the fifth and subsequent contacts (Torcal *et al.*, 2006). These revisits, even if their number and the overall fieldwork time were limited, would extend the length of time spent on fieldwork, as well as an increase in the costs of the survey compared with the current situation. To facilitate the operability of the process, a “limit” of revisits could be set, for example, to contacts made during the first two weeks. Another possibility (operationally more complex) is for the next survey to try to carry out inter-

views in the homes that were not located in the previous survey.

Finally, after having analysed the information on the variables considered, the labour deviations detected in the quota sampling could be addressed in the collection by adding a third quota relating to the employment status of the respondent. In this way the advantages found in the classification by sex and age and in educational level could be maintained, without altering the costs and the time spent in collection.

In order to verify whether these results have only shown a specific situation or a generalisable phenomenon, another comparison was made with the seventh wave of the ESS (2014) and Survey No. 3020 by the CIS (ISSP Citizenship), which had the same findings. Díaz de Rada and Martínez (2014) found similar conclusions in a comparison with the fifth wave of the ESS, the CIS 2837 Survey on Environment (ISSP II), and the Health Barometer.

BIBLIOGRAPHY

- 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*. Available at: <https://www.aapor.org/AAPOR>, access September 13, 2018. (9th edition).
- Bauer, Johannes J. (2016). "Biases in Random Route Surveys". *Journal of Social Statistics and Methodology*, 4: 263-287.
- Beullens, Koen; Loosveldt, Geer; Vandenplas, Caroline and Stoop, Inkele (2018). "Response Rates in the European Social Survey: Increasing, Decreasing, or a Matter of Fieldwork Efforts?". *Survey Methods: Insights from the Field*, 1-12. Available at: <https://doi.org/10.13094/SMIF-2018-00003>, access December 20, 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*. (Unpublished document).
- 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 and 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 and 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*. Available at: <https://surveyinsights.org/?p=10452>, access January 10, 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 and Núñez Villuendas, Adoración (2008). *Estudio de las incidencias en la investigación con encuesta*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Díaz de Rada, Vidal and 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)*. Available at: <https://www.europeansocialsurvey>.

- org/docs/round8/survey/ESS8_data_documentation_report_e02_0.pdf, access November 10, 2018.
- Encuesta Social Europea (2018b). *Archivo de datos de la 8.ª edición*. Available at: <https://www.europeansocialsurvey.org>, access November 10, 2018.
- Ernst Stähli, Michèle and Joye, Dominique (2016). "Incentives as a Possible Measure to Increase Response Rates". In: Wolf, C.; Joye, D.; Smith, T. W. and 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)*. Available at: <http://www.ine.es/dyngs/IOE/es/fichaProg.htm?cid=1259946010306>, access June 23, 2019.
- Marlar, Jennifer; Chattopadhyay, Manas; Jones, Jeff; Marken, Stephanie and Kreuter, Marken (2018). "Within-Household Selection and Dual-Frame Telephone Surveys". *Survey Practice*, 11(2).
- Marsh, Catherine and 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 and 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 and 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*. In: Tourangeau, R. and Plewer, T. (eds.). Washington D.C.: The National Academic Press.
- Núñez Villuendas, Adoración (2005). "Incidencias de la entrevista personal en la investigación por encuesta". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 109: 219-236.
- Pasadas del Amo, Sara; Soria Zambrano, Sara Micaela and 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 and 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 and Ott, Lyman (2007). *Elementos de muestreo*. Madrid: Thomson-Paraninfo.

- Smith, Tom M. (2010). "Surveying across Nations and Cultures". In: Marsden, P. V. and Wright, J. D. (eds.). *Handbook of Survey Research*. Bingley: Emerald Group Publishing Limited. (2nd edition).
- 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". In: 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 and Edward Blair (1999). "Sampling in the twenty-first century". *Journal of the Academy of Marketing Science*, 27(2): 269-277.
- Torcal, Mariano; Morales, Laura and 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 and 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 and Downham, John (1986). *Consumer Market Research Handbook*. Holland: Elsevier.

RECEPTION: March 3, 2019

REVIEW: May 7, 2019

ACCEPTANCE: July 30, 2019

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		
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	SVA
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		
	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	Dato	Diferencia	SVA
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 revela 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 indican 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