Design Effect and Interviewer Effects: evidence from the Spanish ESS3-2006 Data[1]

Anna Cuxart
anna.cuxart@upf.edu

Departament d'Economia i Empresa
Universitat Pompeu Fabra

Abstract

In 2007 the first Quality Enhancement Meeting on sampling in the European Social Survey (ESS) took place. The discussion focused on design effects and inteviewer effects in face-to-face interviews. Following the recomendations of this meeting the Spanish ESS team studied the impact of interviewers as a new element in the design effect in the response's variance using the information of the correspondent Sample Design Data Files. Hierarchical multilevel and cross-classified multilevel analysis are conducted in order to estimate the amount of responses' variation due to PSU and to interviewers for different questions in the survey. Factor such as the age of the interviewer, gender, workload, training and experience and respondent characteristics such as age, gender, renuance to participate and their possible interactions are also included in the analysis of some specific questions like "trust in politicians" and "trust in legal system". Some recomendations related to future sampling designs and the contents of the briefing sessions are derived from this initial research.

Key words: interviewer effects, face-to-face interviews, design effect, European Social Survey
Paraules clau: efecto del entrevistador, entrevistas cara a cara, efecto de diseño, Encuesta Social Europea
Journal of Economic Literature Classification: C42, C81, C99

---

[1] Paper supported by research grants SEJ2007-29562-E and ECO2009-09834. The Spanish "Instituto Nacional de Estadística" (INE) provided the samples of the three rounds. ESS final data were distributed by Norwegian Social Science Data Services (NSD), free acces at: http://ess.nsd.uib.no.

1. Introducción

Los estudios por encuesta, que deben su origen a las ciencias sociales, son un instrumento de medida básico de la realidad social. En efecto, a partir del estudio de las opiniones y actitudes de una muestra probabilítica de individuos, las encuestas permiten generalizar dicha información a la población objeto de interés.

Las encuestas de individuos realizadas a gran escala, sean nacionales o internacionales, suelen realizarse a partir de diseños multietapa, cuya última etapa consiste en la selección de varios individuos de una misma área geográfica. Los individuos que comparten una misma área geográfica forman los llamados clústers o conglomerados y dicho muestreo también recibe el nombre de muestreo por conglomerados. Las razones que motivan la elección de un muestreo por conglomerados en lugar de un muestreo aleatorio simple son varias y suelen ser de índole logística y económica (Groves, 1989)

Existe, sin embargo, un inconveniente en la utilización de muestras por conglomerados: el cálculo convencional de errores estándar y contrastes de hipótesis se basa en la asunción que las respuestas son independientes e idénticamente distribuidas, asunción violada en un muestreo por conglomerados. Una medida de la violación de dicha hipótesis es el llamado efecto de diseño, cociente entre la varianza de un estimador según el diseño muestral aplicado y la varianza del mismo estimador en un muestreo aleatorio simple (Kish, 1965). Son varios los autores que reclaman la necesidad, no sólo de informar de la magnitud del efecto de diseño, sino también de ajustar los intervalos de confianza y los *t*-test por dicho efecto en los informes que se derivan de encuestas multietapa.

El efecto de diseño es consecuencia de la relativa homogeneidad de las respuestas de individuos que pertenecen a un mismo conglomerado. Dicha homogeneidad puede ser derivada de la procedencia geográfica compartida (homogeneidad espacial). Pero, en las encuestas cara a cara existe otra posible fuente de homogeneidad, la que viene inducida por el proceso de recogida de datos o trabajo de campo. Nos referimos al hecho de que el entrevistador puede ejercer una influencia homogeneizadora entre las respuestas de

sus entrevistados (Fowler, 1992; Hox, de Leeuw and Kreft, 1991; Schnell and Kreuter, 2005).

La Encuesta Social Europea (ESE), con una clara orientación académica, persigue la difusión de estándares de rigor que garanticen la calidad de los datos obtenidos, estableciendo, para ello, los requisitos que deberan satisfacer el diseño muestral y la ejecución y seguimiento del trabajo de campo, en cada uno de los países participantes.

El tema central de esta comunicación es la discusión del papel que juegan tanto el efecto debido al diseño como el efecto debido al entrevistador en los datos finales de la ESE. Dicha discusión se enmarca en una discusión más amplia que, a modo de balance, han realizado recientemente un equipo de observadores externos e internos de la ESE (Ganinger, Hader and Gabler, 2007). En particular, se mostrará el procedimiento seguido por el equipo español para la estimación de ambos efectos y para la reducción de su impacto en las sucesivas rondas.

2. La tercera ronda de la ESE en España: diseño muestral y efecto de diseño

En esta sección presentaremos el diseño muestral aplicado en España para la tercera ola de la Encuesta Social Europea y las consecuencias que del mismo se derivan. Para conocer con más detalle los diseños de las rondas anteriores (2002 y 2004) y las enseñanzas que de ellas se derivaron, véase Cuxart y Riba (2009).

El diseño muestral de la tercera ola de la ESE en España consiste en un muestreo estratificado polietápico de dos etapas. Los estratos se obtienen por el cruce de dos criterios de clasificación de la población. El primero es la pertenencia a las diferentes comunidades autónomas (17 más las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla). El segundo criterio de clasificación distingue cuatro tipos de municipios según su tamaño y capitalidad: ciudades de más de 100.000 habitantes; ciudades entre 50.001 y 100.000 habitantes y capitales de provincia no incluidas en el estrato anterior; municipios entre 10.001 y 50.000 habitantes y municipios de 10.000 habitantes, como máximo. De los 72 estratos resultantes del cruce, solamente 66 son no vacíos. El número de individuos por estrato se seleccionó de manera proporcional al peso de dicho estrato en el conjunto de la población de 15 o más años. En cada estrato las dos etapas del muestreo son las siguientes:

1. Extracción de un número predeterminado de secciones censales (éstas son las unidades primarias de muestreo, UPM) con probabilidad proporcional al número de habitantes de 15 o más años de cada sección.
2. En cada UPM seleccionada en la etapa anterior, extracción de 6 o 7 individuos por unidad: 7 en los dos primeros grupos de municipios y 6 en el resto.

Una de las primeras consecuencias del diseño anterior es la existencia de conglomerados, formados por los individuos que pertenecen a la misma seccion censal. La relativa homogeneidad de las respuestas de individuos que pertenecen al mismo conglomerado puede incrementar la imprecisión de las estimaciones. En efecto, el llamado efecto de diseño mide ha sido ampliamente estudiada (Kish, 1965; Silva, 2000). En realidad el efecto de diseño o cociente entre la varianza del estimador teniendo en cuenta el diseño aplicado y la varianza que se obtendría para el mismo estimador suponiendo un muestreo aleatorio simple, puede tener diversos componentes, siendo tres los más habituales: efecto derivado de la estratificación, efecto debido a la existencia de conglomerados y efecto derivado de las diferentes probabilidades de selección de los individuos[2]. Mientras que la estratificación suele redundar en un aumento de la precisión, la existencia de conglomerados afecta en sentido contrario. En los diseños estratificados multietapa se confía en que ambos efectos se compensen. En la presente comunicación centraremos la atención en el efecto debido a la existencia de conglomerados ED_c definido por:

$$ED_c = \frac{Var_c(\hat{\theta})}{Var_{mas}(\hat{\theta})}$$

¿Cuando y cómo deberíamos tener en cuenta la presencia del Efecto de diseño? Dos son los momentos clave, a saber,:

a) antes del muestreo, en la determinación del tamaño de la muestra y
b) una vez obtenidas las respuestas de la encuesta, en el cálculo del margen de error de las estimaciones.

[2] Véase en la Tabla A1 del Apéndice una relación los diferentes diseños muestrales aplicados por los países participantes en la ESS y los efectos de diseño derivados en las dos primeras olas.

Determinación del tamaño de la muestra

En la determinación del tamaño de la muestra a seleccionar en el 2006 se tuvieron en cuenta, por un lado, los requisitos que establece el Central Coordinating Team (CCT) de la ESE y, por otro, una serie de características del contexto español[3]. Así, a partir de los datos de la encuesta anterior (2004) se estimaron las previsiones para la del 2006 referentes a:

- Proporción de casos válidos: 0,95
- Tasa de respuesta: 0,62
- Efecto de diseño: 1,269

El efecto de diseño se calculó por la fórmula que incorpora el promedio *b* de respuestas obtenidas por conglomerado y el coeficiente ρ de correlación intra:

$$ED_c = 1 + (b-1)\cdot\rho = 1 + (3{,}829 - 1)\cdot 0{,}095 = 1{,}269$$

Tabla 1. Determinación del tamaño de la muestra ESE 2006

Concepto	Cálculo	Resultado
tamaño efectivo[4]	fijado por el CCT	**1.500**
efecto de diseño total	efecto de conglomeración · efecto de estratificación	1,269 · 1 = 1,269
tamaño neto	tamaño efectivo · efecto de diseño	1.500 · 1,269 = 1.904
casos válidos	tamaño neto / tasa respuesta	1.904/0,62= 3.070
tamaño bruto	casos válidos / proporción de casos válidos	3.070/0,95 = 3.232
tamaño bruto final	tamaño bruto + sobrerepresentación en País Vasco[5]	3.232 + 42 = 3.274
tamaño bruto final afijado	redondeo del número de conglomerados por sección	**3.290**

Efecto de diseño y precisión

Una vez realizada la encuesta, la estimación de parámetros relativos a la población, se suele presentar acompañada de la correspondiente precisión. En la tabla siguiente se muestra el proceso de cálculo para la obtención del margen de error *m* para la

[3] Véase en la Tabla A1 del Apéndice una relación

[4] El tamaño efectivo de una muestra es el tamaño de una muestra aleatoria simple con la cual se obtendría el mismo grado de precisión.

[5] Debido a que en el País Vasco, según los datos de ediciones anteriores, la tasa de respuesta es inferior a la del resto del territorio español, se optó por sobrerepresentar los estratos correspondientes con el objetivo de obtener un número de respuestas proporcional a la población.

estimación de una proporción eligiendo un nivel de confianza del 95%. El primer cálculo corresponde al margen de error para una proporción, tomando el supuesto de máxima indeterminacion ($p=q=0,5$) y muestreo aleatorio simple. El segundo cálculo parte de la consideración de la existencia de efecto de diseño y corrige el error estándar anterior multiplicando por la raiz del ED_c previsto en el diseño de la muestra. En el último caso se introduce una mejora en la estimación del error estándar puesto que se toma en consideración el efecto de diseño real, el obtenido con los datos de la encuesta del 2006. Así, podemos decir que, finalmente, el margen de error para la estimación de porcentajes globales en España a partir de los datos de la ESE 2006, es de 2,4 puntos porcentuales.

Tabla 2. Tipo de muestreo y cálculo de la precisión de las estimaciones (proporciones)

Sucesivas aproximaciones	Error estándar de la proporción muestral	Margen de error
Muestreo aleatorio simple	$\sqrt{\frac{0,5 \cdot 0,5}{1.876}}$	$m = 1,96 \cdot \sqrt{\frac{0,5 \cdot 0,5}{1.876}} = 0,0226$
Muestreo por conglomerados, estimación previa a la realización de la encuesta	$\sqrt{\frac{0,5 \cdot 0,5}{1.876}} \cdot \sqrt{1,269}$	$m = 0,226 \cdot \sqrt{1,269} = 0,0255$
Muestreo por conglomerados, estimación a partir de los datos de la encuesta	$\sqrt{\frac{0,5 \cdot 0,5}{1.876}} \cdot \sqrt{1,126}$	$m = 0,226 \cdot \sqrt{1,126} = 0,0240$

3. Estimación del coeficiente de correlación intra

Es un hecho conocido que la estimación del coeficiente de correlación intra que aparece en la fórmula del efecto de diseño del apartado anterior admite diversas aproximaciones (Fisher 1993; Searle, Casella and McCulloch, 1991). El equipo español de la ESE ha optado por la modelización multinivel y la consiguiente estimación de ρ como proporción de variación total correspondiente a la variación entre clústeres. La estructura jerárquica de los datos, en tanto que respuestas de individuos agrupados por secciones censales (clústers), posibilita la aplicación de un modelo de variación de efectos aleatorios de dos niveles: individuos y secciones censales. Así, por ejemplo para la variable numérica “Confianza en el sistema legal” (medida en una scala de 11 puntos,

de 0 a 10), la modelización de las respuestas individuales, propone que cada respuesta individual (del individuo *i* que pertenece al clúster *c*) es igual a la media μ de toda la población + la desviación u_c correspondiente al hecho de pertenecer al clúster *c* + la desviación ε_{ic} específica del individuo:

$$y_{ic} = \mu + u_c + \varepsilon_{ic} \qquad u_c \approx N(0, \sigma_u^2) \qquad \varepsilon_{ic} \approx N(0, \sigma^2)$$

$$\rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma^2}$$

El valor de ρ = 0,095 que aparece en la fórmula del Efecto de diseño del apartado anterior es el resultado de aplicar el presente modelo a una serie de variables de la encuesta y calcular el promedio. Véase la tabla A2 del Apéndice para más detalle.

4. El efecto del entrevistador: aproximación a su cálculo

Como avanzábamos en la Introducción, es un hecho conocido que en las entrevistas cara a cara puede aparecer el llamado "efecto del entrevistador", en el sentido que el entrevistador influya de alguna manera en las respuestas del entrevistado. Diversos estudios empíricos ponen en evidencia la existencia de dicho fenómeno. Por ejemplo, el British Household Panel Study (BHPS), en su segunda ronda de 1991, con un experimento de diseño interpenetrado[6] evaluó un efecto de clúster y un efecto del entrevistador de magnitudes similares. Asímismo, el Design Effect Study (DEFECT)[7] basado en una encuesta sobre el miedo al crimen llevada a cabo en Alemania, reveló que para la mayoría de las preguntas, el efecto debido al entrevistador superaba al efecto debido a la agrupación en clusters de los entrevistados.

[6] La muestra del BHPS es estratificada multietapa, con 30 pools geográficos y dos o tres PSUs en cada pool. En el experimento, dos o tres entrevistadores se asignaron al azar a cada pool y, a continuación, se asignaron los entrevistados a los entrevistadores. En total, 2.433 entrevistados y 803 variables estudiadas. El diseño interpenetrado de entrevisatdores y clústers (PSUs) permitió separar la varianza debida al clúster de la varianza debida al entrevistador.

[7] En el experimento DEFECT, entre otros objetivos, se compararon los efectos derivados del método de recogida de datos, cara a cara o por teléfono. Varios institutos participaron en el experimento llevando a cabo el trabajo de campo de manera independiente pero utilizando todos el mismo cuestionario. En las entrevistas cara a cara se tomaron 132 sampling points, 264 entrevistadores y 2.280 entrevistados. Véase Schnell and Kreuter (2005) para más detalle.

El efecto del entrevistador varía con el tipo de preguntas (más probable en preguntas de opinión, sobre actitudes,…), con el formato de la entrevista (cara a cara, por teléfono) y con las características del entrevistado y del entrevistador (Hox, de Leeuw and Kreft, 1991; Schnell and Kreuter, 2005).

En el balance de las tres primeras olas de la Encuesta Social Europea realizado por los responsables de ESE[8] a principios de 2007 se apuntaba la necesidad de conocer la magnitud del impacto del efecto del entrevistador en cada país, instando a los comités locales a tomar en consideración este tema en sus agendas. Siguiendo estas indicaciones, el equipo español de la ESE ha iniciado el estudio del impacto del efecto del entrevistador en los datos finales de la encuesta. Así, el equipo español ha introducido en su agenda dos temas clave. Por un lado se ha planteado la reducción de dicho efecto promoviendo una mejora de la formación de los entrevistadores (que incluya entrenamiento sólido y seguimiento de un protocolo actualizado con procedimientos estandarizados). Al mismo tiempo, ha iniciado el estudio de cómo medir de manera eficiente la magnitud y sentido de este efcto. Como estudio preliminar, se tomaron los datos de la tercera ola y a partir de ellos se obtuvo una aproximación a la varianza del efecto del entrevistador. De las 1.876 entrevistas finalmente completadas en la tercera Ronda de la ESE, 450 se obtuvieron a partir de la segunda asignación de entrevistadores. Las 1.426 entrevistas restantes fueron atendidas por el correspondiente entrevistador asignado desde el inicio y son las que se tomaron como base de datos inicial. De est base se excluyeron los casos que no respondían a una jerarquía total (entrevistados agrupados en PSU's que, a su vez, son totalmente atendidas por un único entrevistador cada una de ellas). También se prescindió de los entrevistadores que atendieron una única PSU y de las PSUs con un único entrevistado. Finalmente, la base de datos conta de 64 entrevistadores (nivel 3), 355 PSU's (nivel 2) y 1280 entrevistados (nivel 1) que representan el 68% de las entrevistas completadas; un 70% de les PSU's y un 73% de los entrevistadores.

[8] Véase Report of the first Quality Enhancement Meeting (QEM) of the ESS Integrated Infrastructure Initiative (ESSi), held at Manheim on 31 January and 1 February 2007 (www.euopeansocialsurvey.com). *Design Effects and Interviewer Effects in the European Social Survey: Where are we now and where do we want to go tomorrow?*

El modelo de variación formulado para estos datos es una extensión del modelo de variación formulado anteriomente para el estudio del efecto debido a la existencia de clúster que incluye, a su vez, el efecto debido al entrevistador:

$$y_{ice} = \mu + v_e + u_{ce} + \varepsilon_{ice}$$

En este modelo, para la variable numérica "Confianza en el sistema legal", se postula que cada respuesta individual (del individuo *i* que pertenece al clúster *c* y ha sido asignado al entrevistador *e*) es igual a la opinión media μ de toda la población + la desviación v_e correspondiente al efecto del entrevistador + la desviación u_c debida a la pertenencia al clúster *ce* + la desviación ε_{ice} específica del individuo. La tabla 3 resume las estimaciones derivadas de la aplicación de este modelo a 6 variables de tipología diversa de la tercera ronda de la ESE. Así, para la variable "Confianza en el sistema legal", se ha estimado que la contribución de la varianza explicada por las agrupaciones (clústers y entrevisatdores) representa un 13% de la variación total de las respuestas, siendo superior la contribución del efecto debido al entrevistador (77%) que la del efecto debido a compartir secciones censales (23%).

Tabla3. Descomposición de la varianza total

	Varianza				
Variables	entre individuos	entre secciones	entre entrevistadores	varianza explicada	
Confianza en el sistema legal	4,902	0,141	0,475	0,616	13%
		23%	**77%**		
Confianza en los políticos	4,605	0,188	0,345	0,533	12%
		35%	**65%**		
Satisfacción con la democracia	3,323	0,197	0,226	0,423	13%
		47%	**53%**		
Años de educación	24,332	2,008	1,514	3,522	14%
		57%	**43%**		
Número de miembros en el hogar	1,702	0,001	0,039	0,0397	2%
		2%	**98%**		
Edad	351,288	0,014	5,439	5,453	2%
		0%	**100%**		

Es obvio que los resultados anteriores deben ser tomados tan sólo como un primer sondeo. El modelo de variación ajustado presenta muchas limitaciones. La más importante es que no permite "separar" adecuadamente el efecto debido a la agrupación en seciones del efecto debido al hecho de compartir entrevistador. La jerarquía total de los datos lleva a confundir ambos efectos. El diseño muestral adecuado para una mejor manera de medir dichos efectos sería un diseño interpenetrado con asignación aleatoria de PSUs a entrevistadores y más de un entrevisatdor en cada PSU. Un diseño de estas características no es fácil de implementar y además incrementa costos. El equipo español de la ESE se propone incorporar de manera gradual este tema en su agenda para tenerlo en cuenta en:

1) en el diseño de la muestra
2) en el trabajo de campo
3) en los reports informando de las magnitudes de los efectos
4) hoja de ruta en el futuro (investigación)

5. Conclusiones y nuevos retos

En esta comunicación hemos pretendido mostrar cómo los datos de la Encuesta Social Europea deberían dar lugar a considerar tanto el efecto debido a la agrupación en secciones censales como el efcto debido al entrevistador. En particular hemos presentado el estado de la cuestion para los datos de España. A continuación, resumimos las principales ideas apuntando algunos de los retos para el futuro:

- Las mejoras introducidas en el diseño de la muestra de la ESE en España han permitido reducir el efecto de diseño y, en consecuencia, aumentar la precisión de las estimaciones en las sucesivas olas.
- Sin embargo, el estudio exploratorio llevado a cabo sugiere asimismo la existencia de un segundo efecto: el debido al investigador. Como era de esperar, dicho efecto aparece con más relevancia en preguntas de opinión.
- El CCT de la ESE, consciente de que esta situación es común a la mayoría de países participantes en el proyecto:
    - Se plantea publicar en el futuro la pertenencia de cada individuo a su correspondiente UPM, con el objetivo de permitir que los usuarios puedan corregir los errores estándar para **cada variable**.

- Insta a estudiar en cada país tanto las magnitudes de los efectos debidos a la agrupación (EDc) como las de los efectos debidos al entrevistador (EDe).
- Ha requerido la incorporación en el **formulario de contacto** de la 4ª ronda de información relativa al entrevistador (edad y sexo, para empezar)

Referencias bibliográficas

ESS round 1
R Jowell and the Central Co-ordinating Team, European Social Survey 2002/2003: Technical Report, London Centre for Comparative Social Surveys, City University (2003)
ESS round 2
R Jowell and the Central Co-ordinating Team, European Social Survey 2004/2005: Technical Report, London Centre for Comparative Social Surveys, City University (2005)
ESS round 3
R Jowell and the Central Co-ordinating Team, European Social Survey 2006/2007: Final Activity Report, London Centre for Comparative Social Surveys, City University (2007)

CUXART, A. y RIBA, C. (2009) Mejorando a partir de la experiencia: la implementación de la tercera ola de la ESE en España. Aceptada su publicación en *Revista Internacional de Sociología* en 2009.

FISHER, R.A. (1993) Statistical Methods, Experimental Design and Scientific Inference. New York: Oxford Science Press.

FOWLER, F.J. (1991) Reducing Interviewer-related Error through Interviewer Training Supervision, and Other Means. In *Measurement Errors in Surveys* (eds P.P. Biemer, R.M. Groves, L.E. Lyberg, N.A. Mathiowetz and S. Sudman). New York: Wiley.

FOWLER, F.J. (1992) How Unclear Terms Affect Survey Data. *The Public Opinion Quarterly*, Vol. 56, No. 2, 218-231.

GROVES, R.M. (1989) *Survey Errors and Survey Costs.* New York: Wiley.

GANNINGER, M., HÄDER, S. and GABLER, S. (2007) Design Effects and Interviewer Effects in the European Social Survey: Where are we now and where do we want to go tomorrow? Report of the first Quality Enhancement Meeting (QEM) of the ESS Integrated Infrastructure Initiative (ESSi) held at Manheim on 31 January and 1 February 2007 (www.euopeansocialsurvey.com).

HOX, J.J., DE LEEUW, E.D. and KREFT, I.G.G. (1991) The effect of interviewer and respondent characteristics on the quality of survey data: a multilevel model. In *Measurement Errors in Surveys* (eds P.P. Biemer, R.M. Groves, L.E.Lyberg, N.A. Mathiowetz and S. Sudman). New Cork: Wiley.

KISH, L. (1965) *Survey Sampling.* New York: Wiley.

O'Muircheartaigh, C. and Campanelli, P. (1998) The Relative Impact of Interviewer Effects and Simple Design effects on Survey Precision. Journal of the Royal Statistical Society, Series A, vol. 161, 63-77.

Schnell, R. and Kreuter, F. (2005) Separating Interviewer and Sampling Effects. *Journal of Official Statistics*, Vol. 21, No. 3, 389-410.

SEARLE, S.R., CASELLA, G. and MCCULLOCH, CH.E. (1991) *Variance Components.* Wiley Interscience, New York.

Apéndice

Tabla A1. Diseño muestral y efectos en los países de la ESE

País	Diseño	Unidades	DF_c en la ESE 1	DF_c en la ESE 2
Alemania	Estra, cluster, 2 eta	P	2,03	2,01
Austria	Estra, cluster, 3 eta	H	1,61	1,47
Bélgica	Ciudades: mas Resto: Estra, cluster, 2 eta	P	1,22	1,19
Eslovenia	Estrat, cluster, 2 eta	P	1,33	1,39
España	Estrat, cluster, 2 eta.	**P**	**1,60**	**1,40**
Francia	Estrat, cluster, 3 eta.	D	1,34	1,36
Grecia	Estrat, cluster, 3 eta.	D	1,64	1,36
Holanda	Estratificado	D	1,00	1,00
Hungría	Ciudades: mas Resto: Estra, cluster, 2 eta	P	1,36	2,41
Irlanda	Estra, cluster, 3 eta	D	1,92	1,87
Luxemburgo	Estratificado	P	1,00	1,00
Noruega	mas	P	1,60	1,00
Polonia	Ciudades: mas Resto: Estra, cluster, 2 eta	P	1,83	1,57
Portugal	Estra, cluster, 3 eta	D	1,57	1,88
Reino Unido	Estra, cluster, 4 eta	D	1,39	1,34
Repúb. Checa	Estra, cluster, 4 eta	D	1,28	2,60
Suiza	Estra, cluster, 3 eta	D	1,27	1,25
Ucrania	Estra, cluster, 4 eta	D		1,95
			Media: 1,47	Media: 1,56
			Mediana: 1,39	Mediana: 1,39

Fuente: ***ESS round 2,*** Technical Report

Tabla A2. Correlación intra-secciones y Efecto de diseño para diferentes variables en España

	Estimación para ρ	*EDEc*
NWSPPOL	0.101	1.285
POLINTR	0.049	1.140
PPLFAIR	0.098	1.278
PPLHLP	0.158	1.447
PPLTRST	0.074	1.209
SCLMEET	0.072	1.204
STFDEM	0.054	1.153
STFECO	0.111	1.314
STFGOV	0.084	1.236
TRSTLGL	0.149	1.422
TRSTPLT	0.098	1.279
Promedio	0.095	1.269

Fuente: Elaboración del equipo español a partir de los datos de la ESE 2004 de España