

EL CENSO DE FLORIDABLANCA EN CATALUÑA. UN CHEQUEO

Antonio Moreno
Carlos Ejido
Pilar Pérez

En los últimos años se ha desarrollado un interés creciente por el censo de Floridablanca, y ello por varias razones. Una cierta tradición entre los estudiosos de la historia de la población ha tendido a atribuir a este censo la mejor calificación entre los recuentos del siglo XVIII. Además en 1787 haya ya un primer intento de clasificar la población por grupos de edad, estado civil y sexo esfuerzo bastante pionero respecto al resto de Europa (1). Con respecto a 1797 este censo tiene la ventaja de que se han conservado sus hojas originales. Por último, el retraso en España de la demografía histórica con pocas reconstrucciones de familias locales, ha hecho que algunos investigadores tratemos de “suplir” el vacío a partir de la utilización sistemática de tal censo.

Sin embargo, recientemente se han empezado a levantar voces que empiezan a poner en cuestión la validez del recuento de 1787. Al comienzo de forma aislada, a fines del año pasado en Murcia especialistas de las distintas regiones españolas apuntaban defectos de carácter sistemática en la realización del censo (2). Nuestro objetivo es criticar la validez de esta fuente en Cataluña confrontándola con una serie de registros parroquiales (algo más de 80 archivos parroquiales (3). Múltiples factores pudieron influir en la calidad de la información. El interés de las autoridades locales, el grado de control efectivo que sobre su realización llegaron a tener los funcionarios reales, el nivel de preparación y la experiencia previa de las autoridades encargadas de su realización... En cada caso el resultado final pudo ser muy distinto. Nosotros pretendemos chequear cada lugar de la muestra para seleccionar aquellas parroquias que tengan una calidad aceptable y a partir de ellos volver a reconstruir de nuevo el conjunto “corregido”. En los apartados siguientes mostraremos distintos métodos que pueden ayudar a detectar los posibles errores que pudo presentar el censo de Floridablanca. Primero trabajaremos con el conjunto de las hojas originales del censo, después con la muestra de lugares para los que disponemos de información parroquial.

1.- M. LIVI BACCI “Il censimento di Floridablanca nel contesto dei censimenti Europei”, conferencia inaugural del *Congreso Histórico Nacional sobre el Centenario del Censo de Floridablanca*, Murcia, 16-19 de Diciembre de 1987.

2.- Para Cataluña ver:

P. VILAR, *Catalunya dins l'Espanya Moderna*, Barcelona, 1965, Vol III, pp. 14-181

J. IGLESIES, *El cens del Comte de Floridablanca*, Barcelona, 1969-70, II Vols.

Un primer chequeo global al censo de Floridablanca.

Hay una serie de errores que de forma sistemática suelen plantearse en los censos. En primer lugar las ocultaciones, ya sean deliberadas o inconscientes: miedo a utilizar la información como instrumento fiscal o de reclutamiento militar, una administración insuficiente sin control sobre los lugares más apartados o la población marginal (ocultación de lugares aislados, jóvenes emigrantes, niños recién nacidos, personas que viven solas...). En segundo lugar las imprecisiones, especialmente en lo que se refiere a las edades. En nuestro caso concreto a la tendencia general a sobrevalorar las edades acabadas en 0 o en 5 hay que añadir que los grupos de edad del censo no tienen un límite claro. Las cohortes que sirven para separar los distintos segmentos de población 7, 16, 25, 40 y 50 no queda claro en qué grupo de edad se sitúan si en el superior o en el inferior o, lo que creemos más probable, cada responsable hizo lo que quiso. Si a ello se añade que los grupos son muy amplios, la tendencia al "redondeo" de las edades, presente en todos los censos, debió estar especialmente activa en éste. ¿Cómo detectar estos defectos?

A nivel global se puede observar unas tasas de masculinidad muy bajas en los grupos de edades comprendidos entre los 7 y 40 años. Ello pudo ser en parte solteros, los individuos susceptibles de ser enrolados en el ejército. Tal subregistro queda más claro si comparamos los solteros en el grupo de edad de 40-50 años de 1787 con los solteros de 50-60 años de 1797. Ambos grupos están formados por las mismas cohortes con 10 años de diferencia. En teoría el número sobre la generación por la mortalidad durante esos 10 años. Sin embargo en 1797 hay 1.144 varones solteros por cada varón soltero en 1787 y 1.366 mujeres solteras por cada mujer soltera en 1787. Sólo una inmigración masiva de solteros-as podría explicar que 10 años después hubiera más personas en una misma generación, pero tal explicación es poco probable dado el volumen de los desequilibrios y las edades (4). No hay duda, en 1787 hay un subregistro masivo de solteros.

Si consideramos todas las hojas originales del censo disponibles a partir de la publicación de J. Iglesias podemos observar un cierto subregistro de solitarios solteros y viudos en el grupo de 50 y más en los lugares más pequeños. Si clasificamos la población según el número de habitantes del lugar podemos observar como a medida que el lugar es más pequeño, las tasas de masculinidad son más altas. Ello pudo ser el resultado de un mayor subregistro de solteras y viudas solitarias en los pequeños lugares (5).

3.- Para cada parroquia hemos procurado reunir los bautismos y las defunciones (distinguiendo siempre que hemos podido entre defunciones de párvulos y adultos) del período de 1779-90. Son en total 85 parroquias contando los datos de la ciudad de Barcelona reunidos por P. Vilar, *Catalunya dins...*, Barcelona, 1956, Vol III, pp. 72-73. No hay bautismos para el período de 1779-86. Los deducimos a partir de los bautismos de la parroquia de Sant Just i Pastor del período de 1779-90 y del total de nacimientos de la ciudad de Barcelona dados por Vilar para el período 1787-90.

Hemos de agradecer la amable colaboración de instituciones y personas en la realización de este trabajo, gracias a los cuales hemos podido reunir una parte importante de carácter parroquial. Al Departamento de Historia Moderna de la Universidad de Tarragona (especialmente al profesor Luis NAVARRO) debemos las curvas del Arzobispado de Tarragona. A los profesores Llorenç FERRER i ALOS y Francisco MUÑOZ PRADAS debemos las curvas de Bages y del Penedés respectivamente. A los profesores Miguel Angel MARTINEZ RODRIGUEZ y José Maria PLANAS i CLOSA las curvas reunidas con paciencia en sus tesis respectivas. A los alumnos Francisco ROBLES y Lluís PUIGDEMONT los datos de Sant Cugat y Sant Hilari de Sacalm respectivamente. Por último las 53 parroquias restantes las hemos reunido entre Carlos EJIDO, Antonio MORENO ALMARCEGUI y Pilar PEREZ RODRIGUEZ de los archivos de los obispos de Barcelona, Vich y Gerona. Las parroquias utilizadas se enumeran en el apéndice 5.

4.- Iguales o superiores niveles de subregistro hemos observado en el resto de España.

5.- MORENO A., SOLER J., FUENTES F., "Introducción al estudio socio-demográfico de Cataluña mediante el censo Floridablanca (1787)", en *Actes Primer Congrés d'Historia Moderna de Catalunya*. Vol. I, pp. 23-27.

Cualquiera que haya tenido la experiencia en la utilización de las hojas originales del censo se extraña de la contabilidad de las personas casadas. Un número alto de lugares tienen la misma cantidad de casados que de casadas en “todos” los grupos de edad. Ello creemos que es el reflejo de un relleno de las casillas muy poco cuidadoso con las edades. El porcentaje de lugares que se comporten de esta forma será un indicador de la fiabilidad de la zona. Si el porcentaje es algo alto quiere decir que el redondeo en las edades es frecuente, y muy grosero.

Teóricamente en cada lugar debe haber el mismo número de casados que de casadas. Sin embargo la realidad muestra que los desplazamientos de población y las separaciones más o menos definitivas tienden a producir desequilibrios. Un porcentaje bajo de pueblos con un número total diferente de casados y casadas lo consideraremos un reflejo de una confección poco atenta a la realidad.

CUADRO-1. El redondeo en la declaración de las edades

Regiones	1	2	3	4
Primera	45	23	9	14
Segunda	44	26	12	14
Tercera	38	36	15	21
Cuarta	32	26	12	14
Sexta	23	28	11	17
Septima	58	19	10	9
Octava	54	18	9	9
Novena	55	2	1	1

1-% de casos con igual número de casados en todos los grupos de edad

2-% de casos con distinto número total de casados que casadas

3-% de casos con mayor número de varones casados que mujeres

4-% de casas con mayor número de mujeres casadas que varones

El cuadro superior muestra que el porcentaje de casos con igual número de varones casados que mujeres en todos los grupos de edad es altísimo en todas las regiones, llegando en algunas a superar el 50% de todos los lugares. Ello pudo ser el reflejo de una cierta superficialidad en las declaraciones de las edades de los casados o en el relleno de las casillas propuesto por los censadores. También se observa que hay una cierta correlación inversa entre el índice que estamos considerando y el porcentaje de lugares con distinto número total de conyugés, especialmente con aquellos en los que hay más mujeres que varones. La región Sexta y Tercera junto con la Cuarta son las que tienen el menor porcentaje de lugares con “redondeo” en las edades de los casados, las mismas que tienen el más alto porcentaje de lugares con mayor número de casadas que casados. A la inversa sucede con las regiones Séptima, Octava y Novena: a un porcentaje alto de redondeo en la edad de los casados corresponde un bajísimo porcentaje de lugares con diferente número de casados que de casadas. Ello podría significar que un porcentaje bajo de casos con distinto número de casados que casadas es señal de que la contabilidad ha sido poco cuidadosa.

Si repetimos los mismos cálculos según el tamaño del núcleo de población los resultados muestran profundos contrastes:

CUADRO-2. La tendencia al redondeo en las edades segun el tamaño del nucleo población.

Tamaño del núcleo	Número de casos	1	2	3	4
0 - 200	1089	57	10	6	4
200 - 800	528	37	28	12	16
800 - 3200	179	17	49	17	31
3200 - 12800	22	0	77	27	50
12800	2	0	100	0	100

1-% de casos con igual número de casados que casadas en todos los grupos de edad

2-% de casos con distinto número total de casados que casadas

3-% de casos con mayor número de mujeres casadas que varones

Los resultados muestran profundos contrastes en el comportamiento de los índices utilizados según que tamaño de población consideremos. Si tales índices son un reflejo del redondeo en las declaraciones de las edades o del cuidado en el seguimiento de los matrimonios realmente residentes en el lugar, el censo es bastante fiable en los núcleos grandes y medianos, para perder de forma progresiva este rasgo a medida que descendemos en el tamaño del lugar. Ello podría ser el reflejo del grado de control que la administración del estado borbónico tuvo sobre la población catalana. Aceptable en los núcleos mayores y medianos, sería regular o incluso malo en los núcleos más pequeños, con frecuencia situados en los lugares más apartados e inaccesibles de la geografía catalana.

El chequeo del censo a partir de una muestra de archivos parroquiales.

Los registros parroquiales, fuentes de una relativa fiabilidad, nos permiten chequear el valor del censo. Hemos reunido la información de algo más de 80 archivos parroquiales y aunque la cantidad es apreciable, es desproporcionado con respecto al número de núcleos que se citan en el censo (1820 núcleos con toda la información necesaria). La primera pregunta que debemos plantearnos es cómo utilizar una muestra tan pequeña seleccionado de una forma no aleatoria, y cuales son las limitaciones que presenta.

En el apartado anterior hemos mostrado como la imprecisión o redondeo en las edades estuvo en función del tamaño del núcleo. Si ordenamos los casos conocidos de la muestra por grupos de acuerdo al tamaño del lugar podemos comparar los resultados de la muestra con los obtenidos a partir del total de casos del censo.

CUADRO-3. La tendencia al redondeo en las edades segun el tamaño del nucleo de población. El comportamiento en el total de casos del censo y en la muestra.

Tamaño del núcleo	número de casos muestra	1		2		3	4
		tt. Mu.		tt. Mu.		Mu.	Mu.
0 - 200	25	57	69	10	9	26,2	8,42
200 - 800	36	37	53	28	18	25,6	12,48
800 - 3200	17	17	18	49	47	24,0	6,65
3200 - 12800	5	0	0	77	80	24,1	7,71

12800 - 51200	1	0	0	100	100	22,1	5,34
51200	1	0	0	100	100	23,3	23,45
Total	85						

1- % de casos con igual número de casados que casadas en todos los grupos de edad

2- % de casos con distinto número total de casados que casadas.

3- Edad Media del primer matrimonio femenino en la muestra.

4- Celibato definitivo en las mujeres.

Los datos del cuadro superior muestran que el comportamiento de la muestra es paralelo dentro de cada grupo de poblaciones al del total del censo tanto en lo que se refiere al redondeo como en otras variables de carácter demográfico (en el cuadro se refleja, además de la tendencia al redondeo, la edad al matrimonio de las mujeres y el celibato definitivo de las mismas, semejantes a las del conjunto del censo) (6). Los núcleos pequeños muestran un alto porcentaje de casos de redondeo de edades. Este porcentaje desciende en los núcleos más bajos, hasta ser igual a 0 en los grandes núcleos. Igual hemos observado que sucede en el conjunto del censo. También es cierto que si el índice utilizado refleja el grado de imprecisión, nuestra muestra tiende a exagerar éste en los dos grupos primeros. En todo caso parece aconsejable utilizar la muestra agrupando los pueblos según el tamaño del núcleo. Cada "grupo" de la muestra refleja bastante bien el comportamiento general de su correspondiente "grupo" en el censo general.

Tradicionalmente se han utilizado las tasas de natalidad y mortalidad como indicadores de la fiabilidad de la población registrada en un censo. Ello plantea algunos problemas. Tales tasas pueden variar en función de la fecundidad, la edad al matrimonio, el celibato definitivo, y la estructura por edades de la población. Tal variabilidad tiende a aumentar a medida que el tamaño de la población es más pequeño. Una tasa de natalidad alta puede ser correcta si la fecundidad y la nupcialidad son altas y la pirámide de población muy joven.

Por ello proponemos una vía paralela de aproximación. A partir de una célula de fecundidad (tasas de fecundidad legítima por grupos de edad de la madre) obtenida de las reconstrucciones de familia de poblaciones catalanas del siglo XVIII Palamós, Tárrega y Vilanova (7) y la población femenina casada registrada en el censo calculamos los nacimientos teóricos que debería haber en el lugar. Después comparamos la media de bautismos de los 6 años en torno al censo (1785-1790) con los nacimientos teóricos calculados. El resultado de la comparación oscilará en torno a 1, y lo denominaremos *índice de fecundidad*. Si el subregistro es alto, o las edades de las casadas están mal registradas, el índice se alejará por encima o por debajo de 1. A la inversa, si el registro es fiable, el resultado se aproximará a 1.

Esta comparación tiene varias ventajas. El índice de fecundidad que proponemos elimina en parte las oscilaciones debidas a la nupcialidad y la estructura por edades que en cambio si recoge la tasa de natalidad. En segundo lugar en la comparación se utiliza lo que parece que es la parte más fiable de ambos registros, los bautismos y las mujeres casadas. Las defunciones pueden plantear algunos problemas. El registro de defunciones de párvulos es muy delicado y a

6.- MORENO, A. SOLER, J. -FUENTES, F. "Introducción al estudio socio-demográfico de Cataluña mediante el censo de Floridablanca (1787)", en *Actes Primer Congrés d'Historia Moderna de Catalunya*, Vol. I, pp. 23-37.

7.- MARTINEZ RODRIGUEZ, M.A. *La població de Vilanova i La Geltrú en el segle XVIII* (Estudi demogràfic), Vilanova i La Geltrú, 1987, pp. 106-135, PLANES i CLOSA, J.M. *Demografia i societat de Tárrega durant l'Antic Regim*, Tesis inédita, Dpto. Historia Moderna, Universidad de Barcelona, 1987, IV Vols., pp. 778-1076, y NADAL, J.- SAEZ, A. "La fecunditat a Saint Joan de Palamós (Catalogne) de 1700-1859", en *Annales de Démographie historique*, Paris, 1972, pp. 105-113.

veces defectuoso. Las crisis de mortalidad pueden provocar oscilaciones muy fuertes a corto plazo en las defunciones, lo que hace más difícil su previsibilidad. Por último, desde un punto de vista práctico disponemos de más casos con información de bautismos que de defunciones.

Sin embargo todavía cabe esperar una cierta variabilidad que no implique defecto del censo y ello por dos razones. En primer lugar por variaciones en la fecundidad del lugar. El resultado sólo puede ser 1 cuando la fecundidad de la aldea que consideramos se ajustó a la del modelo que proponemos. En segundo lugar oscilaciones de carácter aleatorio, problema que se agrava a medida que es más pequeño el tamaño del núcleo. En los núcleos con muy poca población los nacimientos varían considerablemente de un año para otro, y cualquier pequeña modificación en las mujeres casadas (la muerte de un cónyuge, la emigración o inmigración de un matrimonio...) puede distorsionar ampliamente el índice propuesto sin que ello signifique mal registro.

El criterio final de verdad es un cierto flexible en función del tamaño del núcleo de población. Ello quiere decir que en los núcleos pequeños menores de 100 habitantes consideraremos normal índices de hasta 1.756 mientras que en los núcleos de más de 6400 habitantes índices superiores a 1.393 serán considerados como señal de registro censal defectuoso (Para más detalles ver Apéndice 1)

¿Cómo se distribuye el número de casos erróneos en la muestra a partir del índice de fecundidad calculado?. En el cuadro inferior en la columna 1 se expresa el porcentaje de casos desechados de cada grupo de poblaciones. En total el porcentaje de casos desechados es muy alto, 48,8%, y varía profundamente según el tamaño del habitat. A pesar de que en los núcleos pequeños el margen de tolerancia es más amplio en ellos se acumulan los porcentajes más altos de errores, igual que sucedía al considerar el redondeo. Ello parece confirmar que a medida que el núcleo de población es más pequeño aumenta el grado de incertidumbre del censo.

CUADRO-4 la distribución de los casos rechazados según el tamaño del núcleo.

Tamaño del núcleo	número total casos	1	2	3	4
0 - 100	12	58	78	22	75
100 - 200	13	62	63	38	62
200 - 400	18	56	58	42	67
400 - 800	18	50	50	50	44
800 - 1600	14	36	50	50	14
1600 - 3200	3	0	0	100	33
3200 - 6400	4	0	0	0	0
6400 - 12800	1	0	0	0	0
12800	2	0	0	0	0
Total	85	45,88			

1-% de casos desechados del total del grupo

2-% de casos con redondeo desechados del total de casos con redondeo del grupo.

3-% de casos con redondeo aceptados del total de casos con redondeo del grupo.

4-% de casos con redondeo del total de casos del grupo.

Nota: se entiende casos con redondeo en las edades, aquellos con igual número de casados que casadas en todos los grupos de edad.

En las columnas 2, 3 y 4 se muestra la distribución de los casos de redondeo entre los lugares rechazados, los aceptados y para el conjunto de casos del grupo. Se ve como en los lugares con redondeo en las edades es más alto el porcentaje de casos desechados, lo que confirma que la igualdad de casados y casadas en todos los grupos de edad es un indicador de la imprecisión en el registro de las edades.

Por último, si comparamos la tasa global de natalidad de los pueblos aceptados como buenos con la tasa global de natalidad de los lugares rechazados las diferencias son obvias. En los lugares aceptados (columna 1) la tasa media varía entre 58.5 y 44.2 (8), mientras que en los lugares rechazados (columna 2) el índice es altísimo, a todas luces imposible. Hay "demasiados" bautismos para la población registrada en los lugares rechazados. Si la tasa de natalidad de la columna 1 es correcta y representativa del grupo, el cociente entre la columna 2 y la columna 1 daría el grado de subregistro en los lugares rechazados. En los pueblos más pequeños rechazados la población registrada debe multiplicarse por más de 2 para obtener una tasa de natalidad semejante a la de los lugares aceptados. En la columna 4 se muestra el índice de corrección del grupo, que obtenemos:

$$Icg. = \frac{(Pa + Pr * Cc)}{Pa + Pr}$$

Donde:

Pa = Población total de los lugares aceptados del grupo.

Pr = Población total de los lugares rechazados del grupo.

Cc = Coeficiente de corrección de los lugares rechazados. Es el cociente entre la tasa de natalidad global de los lugares rechazados entre la tasa de natalidad global de los lugares aceptados.

Icg = Índice de corrección del grupo. Nos permite corregir el total de la población del grupo a partir del total de la población registrada en el censo.

Es decir, hay que multiplicar por 1.67 la población registrada en el censo del grupo de 0-100 habitantes para obtener la población real. Ello es el reflejo de una alta ocultación de personas en el censo. Por tanto, en los lugares pequeños, a la imprecisión en la declaración de las edades, ahora hay que añadir el subregistro puro y simple. Subregistro de un volumen considerable. El censo no es fiable para los lugares de 0-400 habitantes. Por contra, en el resto de categorías hay un grado razonable de aproximación.

8.- Las tasas de natalidad de las poblaciones aceptadas como válidas son en general bastante altas. Ello puede ser debido al subregistro de la población marginal (solteros, adultos solidarios, niños recién nacidos).

CUADRO-5. Tasas de natalidad de los casos rechazados y aceptados e índices de corrección del subregistro.

Tamaño del núcleo	1	2	3	4
0 - 100	58,5	123,7	2,11	1,67
100 - 200	45,2	95,9	2,12	1,55
200 - 400	55,8	103,6	1,86	1,52
400 - 800	51,2	63,8	1,25	1,11
800 - 1600	49,9	69,2	1,38	1,14
1600 - 3200	47,9	-	-	1
3200 - 6400	45,8	-	-	1
6400 - 12800	44,5	-	-	1
12800 - 25600	50,3	-	-	1
25600 - 51200	-	-	-	1
51200	44,2	-	-	1
Cataluña	49,3			1,19057

1- Tasa de natalidad de los pueblos de la muestra aceptados.

2- Tasa de natalidad de los pueblos de la muestra rechazados.

3- Cociente 2/1.

4- Índice de corrección del subregistro. Para más detalles ver el texto y para Cataluña ver Apéndice 3.

Por último, desarrollando el mismo razonamiento podemos deducir el índice total de acultamiento para el conjunto de Cataluña (ver Apéndice 3). Habría que multiplicar la población registrada en el censo por 1.1.91 para obtener la población real. O sea, si se aceptan las cifras de J. Iglesias (9), que da para el conjunto del Principado 875400 habitantes (10), la población real de Cataluña en 1787 sería de 1042227 habitantes.

El dato es aproximado por dos razones de carácter distinto. Hay que tener en cuenta que la muestra parece reflejar un grado de imperfección algo mayor que el conjunto del censo. Si ello es así, el índice de corrección propuesto sobreestima el subregistro. En cambio, como el criterio de fiabilidad que hemos establecido se apoya en la calidad del registro de las mujeres casadas un colectivo normalmente registrado mejor que la media cabe pensar que hay otros tipos de subregistro que no son "filtrados" por el método: niños menores de 7 años, solteros jóvenes, adultos solitarios... ello se refleja en la, quizás, alta tasa de natalidad para el conjunto de Cataluña 49.3 por mil. Si ello es cierto el índice de corrección propuesto infravalora el subregistro. En cierto modo, ambas razones se oponen entre sí, con lo que cabe pensar que la cifra propuesta refleja mejor la población real de Cataluña en 1787 que la deducida directamente del cómputo censal.

9.- J. IGLESIES, *El cens del Comte de Floridablanca*, Barcelona, 1969-70, Vol. I, p. 12.

10.- P. VILAR, *Catalunya dins l'Espanya Moderna*, Barcelona, 1965, Vol III, pp. 36-43 y 181. Según este autor la población de Cataluña en esa fecha sería de 899.532 habitantes. La diferencia entre IGLESIES y VILAR se debe fundamentalmente a la documentación utilizada que se refiere a la ciudad de Barcelona. Si hacemos caso a Vilar, la población en 1787 sería aún algo mayor de la que proponemos.

¿A que se debió tal grado de subregistro. Una interpretación del caso catalán.

No cabe duda que tal índice de ocultamiento es descorazonador, sobre todo para los que hemos dedicado un considerable esfuerzo en la utilización del censo. Al comenzar el trabajo pensamos que con 85 parroquias era posible un estudio representativo para toda Cataluña. El test del apartado anterior nos ha obligado a rechazar casi el 50% de las parroquias por mala calidad del censo, porcentaje mucho más alto del esperado al comienzo del trabajo. Ello obliga a reintentar de nuevo la crítica del censo con una muestra mayor de parroquias.

Mientras ...es necesario comprender las causas del subregistro tan alto del censo, así como, a partir del índice de corrección propuesto en el apartado anterior y, de acuerdo con él, modificar el total de población de los lugares desechados para "reutilizarlos" aunque sea provisionalmente. Sólo así volveremos a tener un número suficiente de casos como para poder estudiar la fecundidad, y la mortalidad de los catalanes a finales del siglo XVIII.

Para resolver la primera pregunta es necesario "localizar" con más precisión en qué tipo de poblaciones se concentra el subregistro, al tiempo que la descripción de sus características socio-profesionales puede ayudar algo a comprender la causa de tal subregistro. Hasta ahora hemos clasificado los lugares de la muestra por el total de población de cada parroquia según el censo. Sin embargo, hemos visto que tan cifra no es fiable, pues el grado de ocultamiento a veces fue alto y varió mucho de unas localidades a otras. Ello hace de las últimas categorías un culo de saco donde se concentran el mayor porcentaje de casos "erróneos". Dicho de otra forma, los grupos con parroquias de menor población registrada pueden reunir en parte a los pueblos con mayor índice de subregistro (ello se demuestra en la columna 3 del cuadro anterior). Parece más aconsejable utilizar la media de los bautismos del período 1779-90 y deducir de esta media el total de la población de cada lugar. Consideraremos una tasa de natalidad de 49 por mil para convertir los bautismos en población. A partir de tal cálculo clasificaremos los lugares de la muestra entre los distintos tamaños de población ya propuestos.

¿Cuáles son los resultados?. Ahora el panorama es distinto. No son los pueblos más pequeños los que reúnen un porcentaje de rechazos más alto, sino los comprendidos entre los 200 y 800 habitantes (66% de casos rechazados del total del grupo frente a 36 y 39% de las dos categorías adyacentes). Es también en este grupo que se concentra el porcentaje más alto de subregistro (hay que multiplicar la población registrada por 1.26, frente a 1.23 del grupo 0-200 habitantes. Columna 4). Si contemplamos la estructura socio-profesional de los lugares con 200-800 habitantes observaremos que en este grupo el porcentaje de jornaleros es el más alto de todas las categorías. Hemos demostrado en otro lugar que las zonas con porcentajes altos de jornalero según el censo de Floridablanca coinciden bastante bien con las zonas en las que es más importante la industria textil rural (11). Al subregistro de los lugares más apartados y marginales hay que añadir un subregistro, es posible que cuantitativamente más importante, asociado a la industria rural dispersa. Suele suceder que los cambios más recientes, rápidos e intensos, por imprevisibles, se escapan en parte más fácilmente a los ojos de las autoridades: recién llegados en alubión, apenas conocidos en su nuevo lugar de residencia y mal situados todavía por las autoridades. Ello quiere decir que los cambios demográficos más importantes y recientes (entre 1768 y 1787 ?) estarían asociados a las transformaciones en la industria rural dispersa y, ello se reflejaría en un mayor índice de ocultamiento en el censo de 1787 en estos lugares.

11.- MORENO, A.-SOLER, J.-FUENTES, F. "Introducción al estudio socio-demográfico de Cataluña mediante el censo de Floridablanca (1787)", en *Actes Primer Congrés d'Historia Moderna de Catalunya*, Vol. I, Mapas que se refieren a la distribución comarcal de las distintas profesiones.

¿Son estos lugares los que han crecido más desde 1768?. Desde luego el grupo de poblaciones 200-800 es el que tiene la tasa de natalidad más alta (exceptuando a Reus), y también el índice de fecundidad más alto. Tales aspectos estarían a favor de nuestra tesis. En contra de esta tesis estaría la estructura por edades de la población (columna 8) y las tasas de masculinidad (columna 9 y 10). En la columna 8 se comparan dos generaciones, la de 7-25 años con las de 25-50 años. Un cociente alto quiere decir que la generación joven es mucho más numerosa que la generación adulta, que la pirámide es más amplia por su base y posiblemente el crecimiento de los últimos años más rápido. Si estos resultados son ciertos, en los últimos años habrían crecido los núcleos más grandes a costa de los pequeños. La tasa de masculinidad del grupo de 16-25 años refleja el mismo aspecto desde otra óptica. Los niveles más bajos se encuentran en las poblaciones de 200-800 habitantes. ¿Qué refleja ello?. En parte emigración, no hay duda.

Sin embargo, una mirada al resto de los grupos permite confirmar que en todos los niveles la tasa de masculinidad del grupo de 16-25 años es bajísima debido a las bajas tasas de masculinidad de sus solteros, especialmente en el grupo de poblaciones de 200-800 habitantes. En Cataluña faltaría casi 1 de cada 4 jóvenes varones del grupo de edad de 16-25 años (12), lo que llegaría a cerca de un 30% en el grupo de poblaciones de 200-800 habitantes. A todas luces es demasiado.

CUADRO-6. La distribución del subregistro según el tamaño del núcleo deducido a partir de la media de bautismo del período 1779-90.

correccion del subregistro.

Tamaño del núcleo	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0 - 200	36	44,8	94,8	1,23	43	1	44	0,78	77,9	80,8
200 - 800	66	49,5	75,6	1,26	83	4	87	0,81	71,7	69,9
800 - 3200	39	48,2	80,0	1,17	34	11	45	0,94	81,5	88,7
3200 - 12800	0	46,7	-	1	21	22	43	1,11	72,7	86,2
12800 - 51200	0	50,3	-	1	15	66	81	1,23	76,1	87,2
51200	0	44,2	-	1	14	18	32	0,79	89,5	95,9
								0,90	77,9	83,0

- 1- Porcentaje de pueblos rechazados del total del grupo.
- 2- Tasa de natalidad global de los pueblos aceptados.
- 3- Tasa de natalidad global de los pueblos rechazados.
- 4- Índice de corrección del subregistro de todo el grupo. Para más detalles ver el texto.
- 5- Porcentaje de "jornaleros: respecto al total de la publicación varon mayor de 16 años.
- 6- Idem de artesanos.
- 7- Suma de 5 y 6.
- 8- Cociente entre la población de 7-25 años / población 25-50 años.
- 9- Tasa de masculinidad del grupo de edades de 16-25.
- 10- Tasa de masculinidad de los solteros del grupo de edades de 16-25 años.

12.- Tal cálculo es exacto si están registradas todas las mujeres, si no el subregistro de varones es aún mayor.

Más arriba hemos mostrado como de la comparación entre los solteros del grupo 40-50 años de 1787 con los solteros del grupo 50-60 años se deduce un alto subregistro de solteros en el grupo 40-50 años del censo de 1787. Es razonable suponer que el subregistro en el grupo de edad de 16-25 años sea más alto todavía población mucho más móvil y susceptible de ser enrolada en el ejército. En el caso del censo de Floridablanca en Cataluña, las tasas de masculinidad pueden reflejar el grado de subregistro de jóvenes. Tal interpretación estaría en consonancia con lo que hemos expuesto hasta aquí, pues los grupos de poblaciones con tasas de masculinidad más bajas son los mismos grupos con alto porcentaje de casos desechados por mal registro de madres fecundas. A su vez, el subregistro diferencial de jóvenes podría explicar las diferencias en la estructura de la pirámide entre unos tipos y otros de población.

Por último la clasificación propuesta mostraría el "tamaño óptimo" de los lugares más receptivos a la industrialización en esos momentos: los pueblos entre 200 y 800 habitantes, ni muy grandes ni muy pequeños.

¿Es posible a partir de los registros parroquiales y del censo corregido intentar una evaluación de la fecundidad y la mortalidad de Cataluña a fines del siglo XVIII? ¿Son razonables los resultados que de tales cálculos se obtienen?, ¿son coherentes con la interpretación que hemos realizado del subregistro?

Para tales cálculos utilizaremos todos los casos disponibles. El índice de corrección del subregistro propuesto para cada grupo (columna 4) nos permite corregir la población censada en los pueblos desechados y por tanto, una vez corregidos, poder reutilizarlos (13). De esta forma tendremos más casos en cada grupo de poblaciones.

Es tradicional el subregistro de recién nacidos en los censos. Es posible intentar un índice que mida la intensidad de este subregistro a partir de la comparación entre el grupo de edad de 0-7 años de un lugar y los bautismos de los últimos años de ese lugar. El cociente entre ambas variables es el porcentaje de supervivientes de los nacidos en los últimos años. Tal porcentaje se puede interpretar a partir de una familia de tablas en términos de esperanza de vida al nacer. Si la esperanza de vida obtenida es razonable cabe pensar que no hay subregistro. Nosotros asumimos que la mortalidad catalana de finales del siglo XVIII se comportó de acuerdo a la familia de tablas de Coale y Demeny modelo Sur. Además, el porcentaje de supervivientes calculado tal como lo hemos descrito se puede comparar con el obtenido a partir del cociente entre los bautismos y los párvulos de los registros parroquiales (Para más detalles ver apéndice 2).

La esperanza de vida que se obtiene para el conjunto de Cataluña a partir del porcentaje de supervivientes de 0-7, 49 años es semejante a la obtenida para el conjunto de España en estas fechas, 26.9 años. Tal esperanza cabe calificarla de baja dentro del marco europeo (14). Sin embargo, no hay que olvidar que el subregistro dentro del grupo de edad de 0-7 años puede influir en el resultado (menos supervivientes) agrabando falsamente la mortalidad. También hay que

13.- Tal método de reutilización de los lugares corregidos plantea algunos problemas. La desviación en el índice de fecundidad -que nos sirve a nosotros de guía para comprobar la validez de cada lugar- puede ser debida al subregistro de mujeres casadas fecundas y a una mala declaración de las edades de las mujeres casadas. La corrección que planteamos corrige en parte el primer aspecto, pero no el segundo. Así esta reutilización supone la incorporación de lugares que posiblemente tengan mal la estructura por edades de la población. En algunos casos - Vilanova de Prades, San Hilari de Sacalm...- más del 75% de los casados tienen más de 40 años, lo que provoca índices de fecundidad muy altos y tasas de natalidad normales. A veces da la impresión de que al transcribir los datos a la plantilla, el encargado de tal operación se hubiera saltado una fila desplazando todos los datos de los casados una casilla hacia arriba (posible en los casados porque no suele haber datos ni en el grupo de 0-7 años ni en el grupo de 7-16 años).

14.- Para una puesta al día reciente sobre la bibliografía sobre la mortalidad en Europa durante el siglo XVIII ver: LIVI BACCI, M. *Ensayo sobre la historia demográfica europea. Población y alimentación en Europa*, Barcelona, 1988, pp.105-132.

recordar que los años 1780-83 son de sobre-mortalidad de niños en el Principado(15), lo que sin duda debió producir un descenso momentáneo de la esperanza de vida.

CUADRO-7. La fecundidad y la mortalidad infantil-juvenil deducidas del cruzamiento entre registros parroquiales y censo de floridablanca corregido.

Tamaño del núcleo	casos*	1	2	3	4	5*
0 - 200	22	1,26	577	28,1	343	16
200 - 800	44	1,40	569	26,4	421	36
800 - 3200	23	1,19	588	29,4	460	20
3200 - 12800	3	1,07	595	29,0	478	3
12800 - 52000	1	1,01	635	35,3	454	1
52000	1	0,98	447	-20.0	510	1
Cataluña**	94	1,21	571	26,9	439	77

1- Índice de fecundidad del grupo.

2- Cociente entre los niños de 0-7 años y los bautismos de 1779-86. Tanto por mil.

3- Esperanza de vida que se deduce de 1 según familia tablas Coale-Demeny mod. Sur

4- Cociente entre defunciones de párvulos y bautismos. 1779-1790. Tanto por mil. Se utiliza todos los casos conocidos menos aquellos para los que no disponemos de defunciones de párvulos.

5- Número de casos que entran en el cálculo de la columna 4.

* El número de casos se refiere al total de lugares del censo, no de parroquias. Hay parroquias con jurisdicción sobre 2 e incluso 3 lugares del censo, por eso es distinto el número de lugares (9) que de parroquias (85).

** Para el conjunto de Cataluña ver Apéndice 3.

El índice general de fecundidad para el conjunto de Cataluña daría 1.21. Ello quiere decir que la fecundidad de las catalanas de finales del siglo XVIII estaba alrededor de un 20% por encima de la célula de fecundidad de la península. De todas formas la cifra hay que tomarla con prudencia. En efecto, si tenemos en cuenta sólo los casos aceptados como fiables, el cociente para el conjunto de Cataluña sería de 1.14, bastante por debajo del índice de fecundidad resultante de utilizar todos los casos (16) y posiblemente más realista. En esta distorsión influye la mala calidad en las declaraciones de las edades de las madres, mucho más alta en los casos desechados, aspecto que no podemos corregir y que influye en el resultado. En todo caso, parece cierto que la fecundidad a finales del siglo XVIII en Cataluña era alta, más próxima al modelo del Bassin Parisienne que al modelo inglés (17).

15.- Hemos construido a partir de la muestra de parroquias y con el método descrito en el Apéndice 3 las curvas generales de nacimientos y defunciones para el Principado de 1779 a 1790. Las defunciones de párvulos están por encima de la media durante los años 1780-83, especialmente en 1782 (sobremortalidad del 20%). Los adultos entre 1780 y 1782 (máximo en 1781).

16.- Esta gran diferencia es debida al redondeo en la declaración de las edades. Ver nota 13.

17.- DUPAQUIER, J. *La population rurale du Bassin parisien a l'époque de Louis XIV*, Paris-Lille, 1979 WILSON Ch. "The Proximate Determinants of Marital Fertility in England. 1600-1799", en BONFIELD LI.-SMITH R. *The World We Have Gained*, Oxford, 1986, pp. 203-230.

También llama la atención es la gradación de los comportamientos según el tipo de habitat, tanto en lo que se refiere a la fecundidad medida según el índice de fecundidad más arriba propuesto como a la esperanza de vida al nacer deducida a partir del porcentaje de supervivientes de 0-7.49 años. La fecundidad tendería a aumentar desde los núcleos más grandes con niveles en torno a 1 hasta el máximo del grupo de poblaciones 200-800 habitantes, con un nivel muy alto de 1.4 (increíble ello alto porcentaje rechazos mala declaración edad), para caer otra vez en los núcleos de 0-200 habitantes. Aunque hay que tomarse los resultados con prudencia, la fecundidad sería máxima en los núcleos que conocemos. Por contra, en el campo, la mortalidad infantil y juvenil sería relativamente homogénea, aunque los mayores niveles de este tipo de mortalidad se encontrarían en el segmento de más intensa industrialización (18). En cambio en las grandes ciudades los contrastes parecen grandes. En Reus la mortalidad infantil y juvenil equivaldría a una esperanza de vida al nacer de 35 años. ¿Hay subregistro de bautismos muy alto?. Es posible, desde luego la parroquia es enorme. En cambio Barcelona es un verdadero infierno para los niños. De ser cierto tal porcentaje de supervivientes la esperanza de vida al nacer sería de menos de 20 años. Quizás excesivo. Ello puede explicarse por un subregistro importante del grupo de edad de 0-7.49 años en el censo. En todo caso se ajusta a lo que conocemos de las grandes ciudades del Antiguo Régimen (19).

Es posible verificar los niveles de mortalidad obtenidos a partir del grupo de edad de 0-7 años y los bautismos utilizando ahora las defunciones y la estructura por edades del censo. Las defunciones pueden ser utilizadas para medir niveles de mortalidad posibles para la época. Si la población fuera estacionaria y la mortalidad se comportara según las tablas de Coale y Demeny modelo Sur es posible el cálculo de las tasas de mortalidad de cada tabla para los amplios grupos de edad del censo: 0-7, 7-16, 16-25, 25-40, 40-50 y más de 50 años. El sumatorio de la población de los distintos grupos de edad por su tasa de mortalidad específica nos dará las defunciones que debería haber en el lugar según tal tabla y tal población. Se puede repetir la operación hasta encontrar la tabla concreta que mejor se ajusta a las defunciones del lugar, y por tanto cual es la esperanza de vida del lugar (Para más detalles ver Apéndice número 4).

¿Qué niveles de mortalidad se obtienen ahora?. Para el conjunto de Cataluña la esperanza de vida al nacer que ahora obtenemos a partir de las defunciones y la estructura por edades del censo es algo más alta, en torno a los 30 años. Los niveles mínimos se encuentran en las poblaciones entre 200 y 3200 habitantes. Llama la atención el desnivel entre la mortalidad en los grupos de edad de 0-7 años, 27.6 años para el conjunto de Cataluña, y entre los de más de 7 años, 35.4 años. Ello reflejaría una importante sobremortalidad infantil. Más interesante es la tendencia opuesta en párvulos y adultos al variar el tamaño del núcleo de población. En el caso de los párvulos parece que la mortalidad es mayor a medida que aumenta el tamaño del núcleo de población (la única excepción sería Reus). Ello sería coherente con los resultados que hemos obtenido a partir del cociente defunciones de párvulos/bautismos. En cambio en el caso de los adultos sucede al contrario: la esperanza de vida sería muy alta en los grandes núcleos (con la excepción de Barcelona), e iría bajando a medida que el lugar es más pequeño, aunque siempre dentro de valores muy aceptables.

18.- FLINN, M.W. *The European Demographic System. 1500-1820.*, Sussex, 1981.

19.- DE VRIES? J. *La urbanización de Europa. 1500-1800*, Barcelona, 1987, pp. 227-322.

CUADRO-8. La mortalidad de los párvulos adultos y conjunto de la población a partir de las defunciones parroquiales, la estructura por edades del censo y las tablas de Coale y Demeny modelo Sur.

Tamaño del núcleo	casos*	1	casos*	2	3	4
0 - 200	19	36,6	16	35,4	35,1	35,8
200 - 800	41	31,5	36	30,7	28,1	36,3
800 - 3200	21	29,0	20	30,1	26,9	37,6
3200 - 12800	3	33,2	3	33,2	27,4	46,7
12800 - 52000	1	34,1	1	34,1	31,7	40,2
52000	1	-22,6	1	- 22,6	- 22,6	- 22,6
Cataluña**	86	30,0	77	30,1	27,6	35,4

1- La esperanza de vida al nacer según el total de defunciones del período 1785-90 y la estructura de la población del censo de 1787.

2- Idem. Sólo aquellos casos para los que disponemos de información desagregada de defunciones de párvulos y adultos

3- La esperanza de vida al nacer que se deduce de la comparación defunciones de párvulos y grupo de edad 0-7 años.

4- La esperanza de vida al nacer que se deduce de la comparación de las defunciones de adultos y la población de más de 7 años.

* El número de casos se refiere al total de lugares del censo, no de parroquias. Los casos desechados se utilizan coregidos según se explica más arriba.

** Para el conjunto de Cataluña ver Apéndice 3.

Conclusiones

No es el censo de Floridablanca lo que esperábamos. El redondeo en la declaración de las edades es altísimo. Hay un subregistro importante de la población marginal. Recién nacidos, viejos solitarios y, sobre todo solteros solitarios, están mal registrados. Tal subregistro no hemos podido medirlo, aunque sí demostrar su importancia. Hemos podido medir el subregistro de la población más estable a partir de las casadas fecundas, más acusado a medida que nos vamos desplazando desde las grandes ciudades hasta los lugares más apartados de la geografía catalana. Posiblemente, los "rincones" más inaccesibles, las zonas de habitat menudo y dispersos, no son nada de fiar.

Parece que ese no es el subregistro cuantitativamente más importante. Este se concentra en un tipo de lugares las poblaciones de 200-800 habitantes con alto porcentaje de "jornaleros". Tal categoría del censo de Floridablanca parece equiparable en Cataluña a trabajador de la industria rural dispersa. En cierto modo el censo refleja un doble comportamiento. Por un lado, los grandes núcleos de población, la Cataluña de las élites, el país oficial, que está bien reflejado en el censo. Por otro lado, los núcleos medio-pequeños, una Cataluña que parece moverse a una velocidad mayor, en la que posiblemente se concentran las transformaciones económico-sociales más importantes, que es mal conocida por las autoridades, al menos mal reseñada en el censo.

Se ha dicho que el Principado dejó de crecer entre 1768 y 1787, y que la apertura oficial a América no supuso un impulso al crecimiento demográfico Catalán entre esas fechas. Se ha dicho que entre 1718-19 y 1787 hay un importante crecimiento, asociado a una redistribución

importante de la población sobre el espacio: crecerán sobre todo las zonas más abiertas, más próximas al nivel del mar, más cercanas a la costa, los grandes núcleos; crecerán menos las zonas más altas, más apartadas, más aisladas del conjunto (20).

Si son ciertas nuestras estimaciones, todo ello debe matizarse. Si en 1787 hay 1042227 habitantes en Cataluña todo se simplifica y aclara. No es necesario hablar de "parón" al crecimiento como resulta de la simple comparación de las cifras de 1768 y 1787. No es necesario considerar que hay "sobrestimación" en 1768, interpretación poco convincente (21).

Así, los resultados son mucho más coherentes con el cuadro presentado por Vilar para el XVIII. Si se puede objetar a este autor una excesiva credulidad hacia el censo de 1719 creemos que hay ocultaciones evidentes, también es cierto que hay ocultación importante en el censo de 1768. Por tanto, las altas tasas de crecimiento demográfico del XVIII catalán deben seguir manteniéndose como posibles. El cruzamiento de registros parroquiales y censo permiten entrever un índice de fecundidad alto y una esperanza de vida al nacer por encima de la media del conjunto español, lo que hacen posible tal crecimiento.

En segundo lugar, Vilar señala de 1700 a 1768 un crecimiento rápido y general apoyado en el crecimiento agrícola y, de 1768 a fines de siglo, crecimiento demográfico al amparo de la transformación industrial. Ello es coherente con la ocultación detectada en el censo. Hemos mostrado que el subregistro en los lugares pequeños es muy alto. Ello quiere decir que en la comparación entre los censos de 1718-19 y 1787 se tiende a subestimar el crecimiento de los pequeños lugares más apartados. Hasta 1768 el crecimiento del XVIII fue en primer lugar un crecimiento de todo el Principado, un esfuerzo por roturar hasta el último rincón posible, fruto de la presión demográfica noticias de superpoblación y bajos salarios y la transformación agrícola. Sin embargo, el subregistro detectado más importante desde el punto de vista cuantitativo parece concentrarse en las zonas de industria rural. ¿Reflejo de transformaciones recientes? (22). Tal interpretación estaría de acuerdo con la reconstrucción Vilariana, aunque matizándola Vilar, atento a las fuentes oficiales, parece situar la industrialización en las ciudades. El subregistro del censo mostraría que el movimiento era más amplio y más profundamente arraigado en el Principado, y el impulso al crecimiento pudo venir entonces de estos sectores. Al menos son los que tienen los niveles de fecundidad más altos según el censo.

El seguimiento de la mortalidad el aspecto más delicado e inseguro no siempre ha producido resultados coherentes. La utilización del grupo de edades de 0-7 años ya sea contrastándolo con los bautismos o las defunciones de párvulos refleja una cierta sobremortalidad infantil con respecto a las defunciones de adultos. ¿Rasgo típico del Mediterráneo?. Puede ser también el reflejo del subregistro en tal grupo.

Las variaciones en los resultados según el tipo de habitat cambia según consideremos un método u otro. Los niveles de mortalidad obtenidos a partir de la comparación entre el grupo 0-7 y los bautismos parecen estar relacionados con el índice de fecundidad (a más fecundidad más mortalidad infantil) y con el porcentaje de jornalero (a más jornalero más mortalidad infantil). En cambio la comparación entre el grupo de edades de 0-7 y los párvulos (igual que el cociente entre párvulos y bautismos) varía en función del habitat: a menor tamaño del núcleo de población, menor nivel de mortalidad infantil y juvenil.

20.- J. IGLESIES, *El cens del Comte de Floridablanca*, Barcelona, 1969-70, Vol. I, p. 9-64.

21.- P. VILAR, *Catalunya dins l'Espanya Moderna*, Barcelona, 1965, Vol III, pp. 33-361.

22.- Sin embargo es necesario señalar que en los lugares de 200-800 habitantes, los de más alto porcentaje de jornalero, su pirámide de población es la más envejecida de todos los grupos de población, lo que no corrobora un crecimiento reciente. Es cierto que son los lugares en los que parece haber un más alto ocultamiento de jóvenes

Si distinguimos entre la mortalidad de 0-1 años y la mortalidad de 1-4 años es posible la menos intentar conciliar ambos resultados. La mortalidad de 0-1 años está íntimamente asociada a la lactancia, e influye a su vez sobre la fecundidad, al acortar los intervalos intergenésicos. La expansión de la industria rural, al ocupar a mujeres casadas, pudo empezar a influir a fines del siglo XVIII sobre las prácticas de lactancia, recortando su duración. Ello pudo provocar un alza de la mortalidad infantil en estas zonas y la aparición de la "hiperfecundidad" a ella asociada. A diferencia de Francia, tal fenómeno sería de carácter "rural" y no urbano (23). Tal interpretación permite explicar la relación que nosotros hemos observado entre el índice de fecundidad, la mortalidad infantil y el porcentaje de jornalero. En segundo lugar, la mortalidad de 1-4 años estaría asociada a la mortalidad de carácter epidémico. A medida que el núcleo es mayor, las probabilidades de contagio son más altas, y más fuerte tal tipo de mortalidad. Ello explicaría la relación entre defunciones de párvulos y tamaño del habitat.

Por último, el método propuesto parece que puede dar sus frutos. Sin embargo, es necesario reunir mayor información parroquial. Ello permitirá una mejor verificación de los resultados aquí apuntados, así como afinar algo más en las naturalezas de las variaciones en los comportamientos demográficos según el tipo de habitat y la localización geográfica, aspecto este último apenas tratado aquí.

Apéndice -1

Límite de tolerancia de las desviaciones del índice de fecundidad según el tamaño del núcleo de población.

Es necesario encontrar un criterio de verdad que permita delimitar una franja dentro de la cual la oscilación en la relación bautismos observados/nacimientos teóricos pueda ser considerada "normal". Hemos considerado las tasas de fecundidad legítima de las tres poblaciones conocidas (Tárrega, Vilanova y Palamós) y su medida aritmética el margen dentro del cuál cabe esperar que se mueva la fecundidad de cada una de las poblaciones. La variabilidad de los bautismos de carácter aleatorio la medimos con la fórmula $0.1 * b + b$, siendo "b" el número de bautismos del período 1783-90 en cada lugar. Con cada una de las cuatro células de fecundidad y los tres niveles posibles de bautismos calculamos en cada pueblo 12 índices de fecundidad. Agrupamos las poblaciones según el tamaño en grupos (de 0-100 habitantes, de 100-200, de 200-400, de 400-800, de 800-1600, de 1600-3200, de 3200-6400, de 6400-12800 y más de 12800) y calculamos la desviación estándar de los distintos índices respecto al índice de fecundidad calculado a partir de la célula de fecundidad media y los bautismos observados. La desviación la expresamos en tanto por uno de tal valor. Los resultados se expresan a continuación:

23.- DUPAQUIER, J. (Dir) "De la Renaissance" a 1789", en *Histoire de la Population Française*. Vol. II, París, 1988, pp. 370-373.

CUADRO-9 Desviación media expresada en tantos por uno del índice de fecundidad.

Tamaño del núcleo	Número casos	Desviación standar	Desviación máxima permitida ().
0 - 100	12	0,242	1,81
100 - 200	13	0,221	1,74
200 - 400	18	0,184	1,62
400 - 800	18	0,172	1,58
800 - 1600	14	0,150	1,50
1600 - 3200	3	0,138	1,46
3200 - 6400	1	0,115	1,39
12800	1	0,112	1,38
	1	0,0107	1,36
Total	85		

Si las desviaciones en torno a la media se comportaran como en una curva normal, prácticamente el 100 por 100 de las desviaciones posibles normales estarían dentro de +- 3.36 veces la desviación standar (con un error de 1 entre 10000). Por tanto 1 por 3.36 veces la desviación standar calculada nos dará el máximo de desviación permitido en nuestro índice. Por encima de tal franja, el lugar es desechado como erróneo, por debajo el pueblo es aceptado como correcto. El número de mujeres casadas y la declaración de sus edades coherente con la célula de fecundidad utilizada y los bautismos observados. El método descrito tiene el inconveniente de que no sirve para chequear el valor de la población soltera ni los casados por encima de los 50 años. Será necesario encontrar otros indicadores que complementen el chequeo al censo realizado hasta aquí.

Apéndice-2

El subregistro del grupo de edad de 0-7 años.

Dos problemas se plantean en la comparación entre el grupo de edad de 0-7 años y los bautismos. El primero es la definición del límite de tal grupo. Este grupo reúne a los "párvulos", osea aquellos que no tienen uso de razón según la teología católica. La práctica de los archivos parroquiales es más que probable que muchos rectores intervinieran en la confección del censo tiene a denominar "párvulos" a los niños hasta los 10 años. Sería excesivo considerar que en el censo al grupo de población de 0-7 años en realidad escoge a los niños entre 0 y 9 años cumplidos. Sin embargo el límite del grupo no está nada claro. ¿En qué grupo se registraron los niños de 7 años?, en el grupo de 0-7 años o en el grupo de 7-16 años. El conocimiento de algunos casos en Murcia del proceso que en algunos casos los niños de 7 años se han colocado en el primer grupo y en otros casos en el segundo grupo. Por esta razón nosotros alargamos el intervalo hasta los 7.49 años. Osea, consideramos que la mitad de los niños de 7 años se han registrado en el primer grupo y la otra mitad en el segundo grupo. Por ello en la comparación con los bautismos utilizaremos los registros de los 7 años anteriores al censo incluido el año de su realización, más la mitad de los bautismos habidos en el año octavo. El cociente entre la población de 0-7 años del censo que nosotros interpretamos como 0-7.49 años entre los bautismos referidos por 1000 nos dará en tanto por mil los supervivientes a fines de 1787 respecto a sus nacimientos. Nosotros consideramos que el censo fue realizado a fines de 1787, por eso el período de referencia de los bautismos es 1780-1787.

Tal tanto por mil puede ser expresado como esperanza de vida al nacer a partir de una familia de tablas. Nosotros utilizaremos el modelo Sur de las tablas de Coale y Demeny (24).

La probabilidad de que un nacido sobreviva durante el intervalo de edad $x-x+1$ es igual al cociente de los supervivientes de la tabla durante el intervalo referido ($1L_0, 1L_1, 1L_2, 1L_3...$) entre el contingente teórico inicial de la cohorte (1000, 10000, 100000...). Nosotros calculamos las probabilidades de supervivencia a partir de la tabla de supervivientes año a año de la página 38. A partir de los supervivientes a la edad x calculamos los supervivientes de la tabla durante el intervalo de edad con la fórmula:

$$L = \frac{(1lx + 1lx+2)}{2}$$

Para el cálculo de ($1L_0$) utilizamos la fórmula propuesta por Coale y Demeny (25).

El cociente entre las distintas L y el contingente teórico inicial de la cohorte (100000) nos dará la probabilidad de supervivencia a la edad x . El sumatorio entre 0 y 7.49 años del producto entre cada una de las probabilidades de supervivencia y su correspondiente cohorte de nacidos (26) nos dará el número teórico de niños supervivientes de 0 a 7.49 años a finales de 1787. Si la mortalidad de aquella población o grupo de poblaciones se comportó de acuerdo a aquel nivel de la familia de tablas el cálculo obtenido será igual al número de niños registrados en el censo de 1787. Si no sucede así, vamos repitiendo la operación hasta encontrar la tabla que se ajuste a tales supervivientes. Cuando el nivel de equilibrio está entre dos tablas, procedemos por interpolación. Una vez localizada la tabla que se ajusta a la mortalidad del grupo de edades comprendidos de 0 a 7.49 años, podemos conocer la esperanza de vida a la que corresponde tal tabla.

Apéndice-3

La deducción del conjunto a partir de la muestra.

La muestra de parroquias reunidas tiene en total una población según el censo de 170714 personas, lo que supone el 19.05% del total de la población catalana en 1787. Tal conjunto de parroquias no ha sido obtenido aleatoriamente, sino en función de lo que ha sido localizado por nosotros entre lo que ha sobrevivido del pasado. Si comparamos la muestra con el conjunto de lugares recogidos en el censo (27), la muestra tiende a sobrevalorar los grandes núcleos de población y a infravalorar los pequeños lugares (28).

24.- COALE, A.J.-DEMENY, P. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, 1982.

25.- Op. cit. p. 20.

26.- En nuestro caso los bautismos corregidos del año correspondiente a la cohorte que consideramos.

27.- No incluimos los corregimientos de Tortosa y Barcelona.

28.- El método de reajuste que proponemos es una simplificación del método sugerido WRIGLEY, E. ASCHOFIELD, R.S. *The Population History of England. 1541-1871. A reconstruction*, Londres, 1981, pp.15-154

CUADRO- 10. Comparación entre la muestra y el censo.

Tamaño del núcleo	hojas censo	1	lugares muestra	2	3
		%		%	Cociente 1/2
0 - 200	1089	59,87	32	34,41	1,7399
200 - 800	528	29,03	38	40,86	0,7104
800 - 3200	179	9,84	17	18,28	0,5383
3200 - 12800	22	1,21	5	5,38	0,2250
12800 - 51200	1	0,05	1	1,07	0,0511
Total	1819	100,00	93	1000,00	

Hemos visto que cada estrato de poblaciones de la muestra es representativo de cada grupo de poblaciones del censo. Para poder inducir el conjunto de Cataluña de la muestra es necesario equiparar el peso de cada uno de los estratos de la muestra al peso relativo de cada uno de los grupos del censo. Para ello multiplicaremos la población de cada grupo de lugares de la muestra por el coeficiente de la columna 3 del cuadro anterior, que es el resultado de dividir el peso relativo de cada grupo de poblaciones del censo entre el peso relativo de cada sector de poblaciones de la muestra. Tal operación la realizamos en el cuadro siguiente. La población de la muestra queda reflejada en la columna 1 y el coeficiente de corrección está en la columna 2. El producto de 1 por 2 transforma la población de la muestra 170715 habitantes en 33124.

Es necesario corregir el subregistro calculado en cada grupo de poblaciones para obtener el volumen real de población en el conjunto de Cataluña. El coeficiente de subregistro calculado para cada tipo de población está reflejado en la columna 4. El producto de 1 por 4 nos transforma la población de la muestra según el censo, en la población corregida que realmente debía existir en 1787 según nuestras estimaciones. o sea los 78389 habitantes de la muestra, sin Barcelona. debieron ser realmente 86322. Es necesario redistribuir la población de la muestra corregida de acuerdo a las proporciones observadas en el censo. Para ello multiplicamos también la población de la muestra corregida por el coeficiente de corrección de la columna 2. El resultado está en la columna 6.

CUADRO- 11. De la muestra parcial al conjunto del Principado.

Tamaño del núcleo	Población de la muestra según censo	Coeficiente corrección	Producto	Coeficiente de subregistro 1*4	Población de la muestra	Producto
			1*2			5*2
0-200	2842	1,7399	4945	1,62	4615	8029
200-800	14247	0,7104	10140	1,27	18093	12853
800-3200	21591	0,5383	11623	1,11	23932	12853
3200-12800	25242	0,2249	5678	1	25242	5678
12800-51200	14440	0,0511	738	1	14440	738

Una vez corregido el subregistro evaluado para cada uno de los grupos de poblaciones y ajustado el peso relativo de cada sector de la muestra de acuerdo a las proporciones del censo podemos calcular el coeficiente global para toda Cataluña. los 33124 habitantes de la muestra se nos han transformado ahora en 40181, o sea hay que multiplicar el conjunto de de la población catalana, sin Barcelona por 1.213 resultado de dividir la segunda cifra entre la primera. Según J. Iglesias la población de cataluña en 1787 es de 785400 habitantes, menos Barcelona (que tiene 92385 habitantes) quedan 783015 personas (29). Tal cifra multiplicada por el índice de corrección calculado de 1,213 nos dará 949842 que junto con la ciudad de Barcelona nos dará 1042227 personas para Cataluña (30). En su conjunto la población catalana registrada en 1787 debería multiplicarse por 1,19057 para dar la población realmente existente según nuestras estimaciones. una ocultación nada desdeñable que se concentra en los núcleos más pequeños.

Tal proceso de corrección y reajuste se lleva a cabo con el resto de los datos del censo y, cada vez que se calculan valores para el conjunto de Cataluña a partir de la muestra. Para las curvas parroquiales sólo reajustamos las cifras de acuerdo al proceso descrito, pero la corrección del subregistro es diferente. Estimamos que no están registrados los nacidos muertos ni muertos al nacer ni en los bautismos ni en las defunciones de párvulos, que calculamos como un 3% de los bautismos registrados (31).

Apéndice-4

La esperanza de vida al nacer según las defunciones.

Se puede deducir la esperanza de vida de una población a partir de una familia de tablas de mortalidad, la distribución por edades de la población y el total de las defunciones. Si es cierto que la mortalidad catalana de finales del siglo XVIII se ajustó al modelo Sur de las tablas de Coale y Dememy, nosotros disponemos de la información adecuada para calcular la esperanza de vida en Cataluña a partir del total de las defunciones de un lugar. Las defunciones del lugar son igual al sumatorio de las tasas de mortalidad de cada grupo de edad por la población del censo registrada en cada grupo de edad. La operación se repite hasta encontrar la tabla que mejor se ajuste al total de defunciones observadas en el lugar (en nuestro caso la media de las defunciones corregidas según se explica en el apéndice 3 de los años 1785-90). Cuando el nivel de defunciones del lugar se encuentra entre dos tablas consecutivas, procedemos por interpolación.

Varios problemas plantea la aplicación de tal método. En primer lugar, no conocemos el grado de fiabilidad de las defunciones de los registros parroquiales. Sólo una muestra masiva de reconstrucciones de familias permitiría chequear la calidad de este tipo de registro. No disponemos de tal información. Para ello, lo que haremos será separar las defunciones de párvulos de las del de la población; segundo compararemos las defunciones de párvulos con el grupo de edad de 0-7 años del censo; y por último compararemos las defunciones de adultos con el resto de grupos de edad del censo. Ello nos permite obtener tres cálculos de la esperanza de vida al nacer. El grado de coherencia entre ellos puede ser una guía indicadora del grado de fiabilidad de los resultados.

29.- J. IGLESIES, *El cens del Comte de Floridablanca*, Barcelona, 1969-70, Vol. I, p. 12 y Vol. II p. 495.

30.- Vilar calcula para el total de Cataluña 899.532. Ver nota 10.

31.- HENRY, L. *Manual de Demografía Histórica*, Barcelona, 1983, p. 237.

En segundo lugar de entrada, no conocemos el grado de subregistro del censo. Si el registro de defunciones es correcto, a mayor subregistro censal, menor esperanza de vida obtendremos en el lugar sin que tal esperanza calculada refleje los niveles reales de la mortalidad. El método ideado para chequear la validez del censo en cada lugar seleccionado los lugares a partir de las casadas fecundas. Osea, es insensible al subregistro de niños y viejos, sin duda los dos segmentos de la población del Antigo Régimen en los que se concentra la mayoría de las defunciones.

Por último, los grupos de edad del censo de 1787 son muy groseros, especialmente los que más influyen en el resultado final, el grupo de 0-7 años y el de 50 y más. Para calcular la tasa de mortalidad de tales grupos a partir de las tablas de mortalidad, es necesario admitir que la población es estacionaria. La tasa de mortalidad del grupo de 50 y más años la calculamos a partir del conjunto de las defunciones de más de 50 años de la tabla, dividido entre el conjunto de años vividos por una cohorte a partir del 50 aniversario según la tabla. Tal tasa de mortalidad sólo se ajusta a la tasa de mortalidad observable cuando la población es estacionaria. Cuanto más se separe del estado estacionario la población, menos fiables serán los resultados.

Por todas estas razones, es necesario tomar con mucha prudencia los resultados obtenidos a partir de este método.

Apèndice-5

Lista de las parroquias utilizadas, con indicación de corregimiento y la comarca a la que pertenecen

N.º	Pueblo	Corregim.	Co	N.º	Pueblo	Corregim.	Co
1	Agilar	manresa	27	44	Joanet	gerona	10
2	Aiguaviva	gerona	9	45	La Selva	tarragona	16
3	Albi	tarragona	30	46	Ligorda i Pallera	gerona	8
4	Almoster	tarragona	16	47	Llissa de M.	mataró	5
5	Ametlla de M.	mataró	5	48	Madremanya	gerona	9
6	Anglesola	cervera	34	49	Miralles	tarragona	26
7	Arenys de M.	girona	3	50	Mollo	vic	25
8	Arguelaguer	gerona	8	51	Montanyola	vic	24
9	Avinyo	manresa	27	52	Montmany	mataró	5
10	Balsareny	manresa	27	53	Montmelo	mataró	5
11	Beget	vic	8	54	Mura	manresa	27
12	Bellpuig	lèrida	34	55	Olo	manresa	27
13	Bigues	mataró	5	56	Oris	vic	24
14	Bleda	vilafranca	12	57	Pacs	vilafranca	123
15	Borges del C.	tarragona	16	58	Palau-sator	gerona	7
16	Borrassa	gerona	6	59	Premià	mataró	3
17	Botarell	tarragona	16	60	Puig-rodon	vic	25
18	Brafim	tarragona	11	61	Radajell	manresa	27
19	Caca de Pelras	gerona	7	62	Reus	tarragona	16
20	Cambriils	tarragona	16	63	Rupit	mataró	5
21	Campins	mataró	5	64	S.J. Vilasar	mataró	3
22	Canoves	mataró	5	65	S.M. Besora	vic	25
23	Capdevanol	vic	25	66	San Sadurni d'Anoia	vilafranca	12
24	Castanya	vic	24	67	Saserra	gerona	6
25	Castelcir	manresa	5	68	Sentmenat	mataró	4
26	Castelldans	lèrida	30	69	Sitges	vilafranca	14
27	Centelles	vic	24	70	St. Boi Lluçanes	vic	24
28	Civis	puigcerda	35	71	St. Cugat V.	mataró	4
29	Clariana	cervera	26	72	St. Hilari Sacalm	vic	10
30	Colomers	gerona	7	73	St. M. Olo	manresa	27
31	Corca	gerona	7	74	St. Quirico Mediona	vilafranca	12
32	Crespia	gerona	9	75	St. Salvador Guardi	manresa	27
33	El Taladell	lèrida	34	76	Sta. M. Mediona	vilafranca	12
34	Els Horts	gerona	6	77	Tarragona	tarragona	15
35	Espinavessa	gerona	6	78	Tarrega	lèrida	34
36	Fallines	gerona	9	79	Vallgorgia	mataró	5
37	Fillol	vilafranca	26	80	Verdu	lèrida	34
38	Foixa	gerona	7	81	Vilafranca	vilafranca	12
39	Gausas	gerona	7	82	Vilalva saserra	mataró	5
40	Gironella	manresa	27	83	Vilan. de Pr.	tarragona	17
41	Granollers Ro.	gerona	9	84	Vilanova	vilafranca	14
42	Horta	manresa	27	85	Villarrodona	vilafranca	11
43	Hortons	vilafranca	12				