

Evaluación crítica de la información sobre fecundidad del Censo de 1920

por
FERNANDO GIL ALONSO
Centre d'Estudis Demogràfics
Universitat Autònoma de Barcelona

RESUMEN

El Censo de 1920 es el primero que incluye una pregunta sobre el número de hijos nacidos vivos declarado por las mujeres alguna vez casadas. Este tipo de información retrospectiva permite analizar las diferencias espaciales de fecundidad existentes en España a finales del siglo XIX y principios del XX. Sin embargo, la presencia de distintos sesgos hace necesario verificar la validez de los datos censales sobre fecundidad declarada. Ello constituye el objetivo de este artículo. En primer lugar, se explican las características de la información retrospectiva del Censo de 1920 y las ventajas e inconvenientes de este tipo de información. Posteriormente, se evalúa la fiabilidad de los datos publicados por este censo mediante el empleo de diversos métodos. Los resultados parecen demostrar que la calidad de los datos censales sobre fecundidad es aceptable a nivel nacional y para la mayoría de las provincias.

Palabras clave: fecundidad declarada, observación retrospectiva, Censo de 1920, España, siglos XIX-XX.

Clasificación AMS: 62P25

1. INTRODUCCIÓN(1)

En los estados con sistemas estadísticos desarrollados -incluyendo a España entre ellos- los estudios sobre fecundidad se realizan habitualmente a partir de datos sobre flujos, es decir, de los nacimientos registrados en las respectivas oficinas del Registro Civil, información que en nuestro país publica anualmente el Instituto Nacional de Estadística en la publicación conocida como Movimiento Natural de la Población (MNP). Aunque los datos de registro procedentes del MNP español son ciertamente defectuosos, como mínimo, hasta las primeras décadas del siglo actual(2) (Livi Bacci, 1968, II: 232, 233), se suele sin embargo considerar que su información es más fiable que la obtenida a partir de una segunda fuente de conocimiento sobre la fecundidad: las preguntas retrospectivas(3) efectuadas en los censos a la población femenina sobre el número de hijos habidos, y que en el caso de las mujeres casadas o viudas está disponible en nuestro país desde el Censo de 1920.

Como luego explicaré, tal preferencia dada a la información registrada mediante observación continua frente a la obtenida de modo retrospectivo se debe a la -hasta cierto punto justificada- “mala fama” de esta última, al atribuírsele la presencia de una serie de sesgos de variable magnitud y, por tanto, de difícil corrección. Sin embargo, y refiriéndome ya exclusivamente a los datos censales sobre número de hijos nacidos vivos, creo que no se ha hecho ninguna evaluación sistemática de la calidad de esta fuente de información que apoye tal afirmación.

(1) Este artículo resume una parte de la memoria de investigación titulada *“El desfase territorial en el descenso de la fecundidad en España. Estudio retrospectivo a partir del Censo de población de 1920”*, realizada bajo la dirección de la Dra. Anna Cabré y presentada el 23 de septiembre de 1997 en el Departamento de Geografía de la Universitat Autònoma de Barcelona. Agradezco a las integrantes de la comisión evaluadora, las Dras. Anna Cabré, Roser Nicolau y Montserrat Solsona, sus múltiples críticas y sugerencias, así como las de Andreu Domingo, Julio Pérez, Carles Simó y Marta Luxán.

(2) Por ejemplo, la relación de masculinidad de los nacimientos es superior a 108 hasta 1926, teniendo en cuenta que este cálculo no incluye ni los muertos al nacer ni los fallecidos en las primeras 24 horas de vida, mayoritariamente masculinos. Ello evidencia un subregistro -innegable en el caso de los nacimientos femeninos pero también probable, aunque de menor magnitud, en los masculinos- en la información recogida por el MNP en el campo de la fecundidad que tal vez se reprodujera en los otros fenómenos demográficos.

(3) Dos son los tipos de observación que nos permiten obtener información longitudinal sobre los fenómenos demográficos: la observación “continua” y la “retrospectiva”. En el primer caso, los flujos se van observando en la cohorte a medida que van ocurriendo. En el segundo, la información se obtiene preguntando a las personas que conforman cada cohorte por los sucesos de su pasado.

Ese va a ser el objetivo de este artículo: explorar la fiabilidad de este tipo de fuente demográfica sobre fecundidad para comprobar si la fecundidad “declarada”(4) por las madres y recogida por los agentes censales es equivalente a la realmente habida en el pasado. Para ello me centraré, a nivel experimental, en el Censo de población de 1920. Éste es el primero que incorpora la pregunta -efectuada únicamente a las mujeres alguna vez casadas- sobre el número de hijos nacidos vivos y, a su carácter de primicia, añade el interés adicional de proporcionar datos sobre la fecundidad de las generaciones femeninas nacidas en el último tercio del siglo XIX y primeros novecientos, es decir, aquéllas para las que la información publicada por el MNP es todavía deficitaria. Se trata, además, de las cohortes que protagonizaron, con un comportamiento espacialmente desigual, una buena parte del descenso de la fecundidad en España, convirtiendo 1920 en una fecha clave: es uno de los momentos en los que las diferencias de comportamiento reproductivo eran máximas entre unos territorios que ya estaban concluyendo el proceso de transición de la fecundidad y otros que todavía no lo habían iniciado.

2. CARACTERÍSTICAS DE LA INFORMACIÓN RETROSPECTIVA SOBRE FECUNDIDAD DEL CENSO DE 1920

El interés por el estudio del descenso de la natalidad no se concretó en el ámbito estadístico en España hasta el Censo de 1920, con la incorporación en la cédula censal de preguntas retrospectivas a las mujeres casadas o viudas sobre el número de hijos habidos, tanto de los que seguían vivos en el momento censal como de los que habían fallecido con anterioridad. Los resultados, bastante exhaustivos, ocuparon nada menos que dos de los seis tomos del censo: el Tomo IV (clasificación de las mujeres casadas y viudas por edad y número de hijos, vivos o fallecidos) y el Tomo VI (clasificación de los matrimonios por la edad de los esposos en combinación con el número de hijos que viven y fallecidos), siendo los datos del primero los utilizados en este trabajo(5).

En dicho Tomo IV, y tanto en el prólogo como en el cuerpo principal de la obra, la información se presenta en diferentes tipos de cuadros y con diversos niveles de desagregación, habiéndose utilizado aquí los datos publicados en las tablas bajo el

(4) Por fecundidad “declarada” se entenderá aquí el análisis de este fenómeno a partir de la pregunta censal sobre el número de hijos nacidos vivos en el pasado, a diferencia de la fecundidad “registrada”, que es la recogida en continuo por el MNP.

(5) Más detalles sobre las características de la información proporcionada por el Censo de 1920 en: Melón, 1951: 259-261; Nicolau, 1985: 52; García España, 1991: 497; Reher, Valero Lobo, 1995: 48.

epígrafe “*Resultados de la clasificación de mujeres casadas y viudas, por edad y número de hijos. Resúmenes, por provincias*” (páginas 3 a 443). Se trata de tablas de doble entrada, con el número de hijos todavía vivos en el momento del censo en el eje horizontal y el de los ya fallecidos en el vertical. Esta doble clasificación permite estimar la distribución relativa de las mujeres según su fecundidad declarada (hijos vivos, fallecidos y total de nacidos vivos), así como calcular el número medio de hijos nacidos vivos por mujer y las probabilidades de ampliación de la descendencia.

Estas tablas tienen, además, un nivel de desagregación geográfica notable, pues aportan información tanto para el conjunto de la provincia como para la capital, así como para la agrupación de municipios cuyos mayores núcleos no exceden de 1000 habitantes, permitiendo la realización de comparaciones entre la fecundidad urbana y la rural.

Poseen, por el contrario, algunos inconvenientes: las tablas presentan los resultados para todas las mujeres no solteras, sin distinción de su estado civil en el momento censal, y tampoco aparecen clasificadas según su edad al casamiento o duración del matrimonio. Pero el mayor de ellos es la utilización de una agrupación de edades extraña e irregular: menores de 25 años, de 25 a 34, de 35 a 45 (agrupa, por tanto, ¡11 años!) y mayores de 45 años, más otra tabla para las mujeres cuya edad no consta y una última, denominada “resumen”, con los totales.

Tal agregación de edades plantea diversos problemas, como carencia de regularidad, pues los distintos grupos no tienen el mismo número de edades ni mantienen concordancia con la utilizada en censos posteriores(6); excesiva amplitud de los grupos de edad, de manera que un mismo grupo engloba generaciones que pueden haber tenido un comportamiento reproductivo muy diferente; y, por último, presencia de dos grupos “abiertos”, que si en el caso de las menores de 25 años no tiene mucha importancia por corresponder básicamente a la fecundidad de las mujeres entre 15 y 24 años, sí la tiene en el de las mayores de 45(7).

(6) El Censo de 1930, por ejemplo, utiliza grupos de edad quinquenales, agregación más lógica presente también en censos posteriores. La peculiar agregación de edades del Censo de 1920 dificulta la reconstrucción de trayectorias generacionales de fecundidad a través de los diversos censos.

(7) En efecto, dado que el análisis retrospectivo de la descendencia alcanza su máxima efectividad en la comparación de cohortes de mujeres que ya han completado su fecundidad -considerando como tales a las mayores de 44 ó de 49 años-, el establecimiento del grupo abierto a partir de los 45 años, además de abarcar a un número excesivamente alto de generaciones, imposibilita tal tarea comparativa, defecto que es tanto más grave cuanto que afecta a cohortes de mujeres para las que no disponemos de otras fuentes de información (Leguina, 1973: 251; Nicolau, 1989, anexos: 64-65).

A los problemas así introducidos por las características de los datos sobre hijos habidos del Censo de 1920 hay que sumar los inconvenientes, tanto de orden teórico como de tipo práctico, que son propios de la observación retrospectiva. Sin embargo, y como se verá a continuación, no todos son defectos: las propias características del Censo de 1920 mitiga algunos de estos problemas, mientras que otros son compensados por las ventajas -que también las tiene- propias de este tipo de información.

3. VENTAJAS E INCONVENIENTES DE LA OBSERVACIÓN RETROSPECTIVA E INCIDENCIA SOBRE EL CENSO DE 1920

La observación retrospectiva es una fuente de información peculiar, cuya validez requiere el cumplimiento de una serie de condiciones y cuyos datos a menudo precisan de técnicas específicas de tratamiento para que sean utilizables. Tal vez sea a William Brass (1972, 1973, 1985) a quien más se deba en el desarrollo de estas técnicas y a él se ha de acudir, en primer lugar, a la hora de explicar cuáles son las ventajas e inconvenientes que presenta este tipo de información frente a la obtenida en continuo.

Comenzando por las ventajas, haré hincapié en una fundamental: el hecho de que las preguntas retrospectivas sólo puedan ser contestadas, obviamente, por los individuos presentes en el momento de la realización del censo o encuesta, provoca que la información obtenida corresponda a sujetos que han estado permanentemente en observación. Aunque esta subpoblación no sea necesariamente representativa de la población total -como explicaré al hablar de los inconvenientes-, ello proporcionará, en contrapartida, indicadores de fecundidad liberados del efecto perturbador de la mortalidad o de la emigración (Fernández Cordón, 1993: 57) y que reflejan de una manera más "pura"⁽⁸⁾ el comportamiento fecundo de la subpoblación censada en 1920 (no del conjunto de población inicial de cada cohorte).

Además, siendo cierto que la memoria juega malas pasadas, no lo es menos que a veces recoge datos que no están disponibles en ningún registro continuo -o

(8) El análisis demográfico clásico intenta estudiar y medir un fenómeno demográfico -por ejemplo, la fecundidad- en estado "puro", con el menor número posible de interferencias (como la estructura de edad u otros fenómenos, como la mortalidad o las migraciones). En el mundo real no existen tales fenómenos puros, pero los demógrafos cuentan con el aparato metodológico para "limpiar" los acontecimientos analizados de dichas perturbaciones, mediante el cálculo de indicadores. En este sentido, los datos censales de fecundidad son más puros, pues al no estar afectados por el número de mujeres fallecidas o emigradas -es decir, que han salido de observación--requieren menos manipulaciones.

los recoge mejor-, especialmente en aquellos países o épocas con estadísticas deficientes. A ello hay que sumar otro beneficio no despreciable: las medias obtenidas a partir de datos retrospectivos, que no son sino una acumulación de acontecimientos pasados, tienen la ventaja de proporcionar cantidades mayores y un error de muestreo más pequeño en comparación con los registros de acontecimientos vitales de un año (Brass, 1972: 8). Por último, una última ventaja teórica(9) de la información censal sobre fecundidad acumulada es la posibilidad de relacionar los indicadores de fecundidad con variables socioeconómicas (nivel de instrucción, relación con la actividad, etc.), demográficas y geográficas tan diversas y desagregadas como permita la información recogida en la cédula censal.

Son ventajas no desdeñables pero, sin embargo, se suele poner más énfasis en resaltar los inconvenientes de la observación retrospectiva, que también los tiene: el principal defecto, a nivel teórico, hace referencia a la representatividad de los datos así obtenidos. Como ya se ha indicado, sólo se puede efectuar preguntas sobre su pasado a los individuos presentes en el momento censal, es decir, que no hayan muerto ni emigrado, por lo que se produce una selección de los informantes. Por esta razón, la información retrospectiva sólo será representativa del comportamiento de todos los individuos de una generación frente al fenómeno estudiado en el hipotético caso de que las personas interrogadas sean, a su vez, representativas del conjunto de la población inicial de cada cohorte. Sin embargo, es difícil asegurar que los que murieron o emigraron se hubieran comportado de igual forma frente al fenómeno que la subpoblación que no fue alcanzada por la muerte o la emigración.

A este sesgo por selección de los supervivientes se ha de añadir otro conjunto de dificultades de tipo práctico: los olvidos y errores de localización temporal en que suele incurrir la memoria, y que son más importantes cuanto más alejados en el tiempo están los sucesos a recordar, por lo que su incidencia tiende a aumentar con la edad (Auriat, 1996). Hay que señalar, finalmente, la existencia de fenómenos, como la mortalidad, que es imposible estudiar directamente, por razones obvias, modo retrospectivo (Leguina, 1973: 105-106).

(9) Y digo "teórica" porque, "en la práctica", los investigadores dependemos de la riqueza de los datos efectivamente publicados. En el caso del Censo de 1920, tal información es verdaderamente pobre: sólo fecundidad declarada por las mujeres alguna vez casadas clasificadas en cuatro grandes grupos de edad y para tres ámbitos geográficos: provincias, capitales y agrupaciones de municipios rurales.

Estas ventajas e inconvenientes son opuestas y complementarias a las que presenta la observación continua(10). Por ello, lo mejor sería trabajar con ambos tipos de información simultáneamente. Sin embargo, esto no suele darse por una razón: mientras que los errores de los datos obtenidos en continuo suelen ser sistemáticos y cuantificables, lo cual facilita su posible corrección, los sesgos propios de los datos retrospectivos -especialmente aquéllos introducidos por la posible perturbación de la mortalidad y de las migraciones- suelen ser más difíciles de evaluar, prefiriendo los investigadores trabajar exclusivamente con datos de registro.

Sin negar la importancia de estas objeciones, el Censo de 1920 presenta ciertas peculiaridades que relativizan la importancia de algunos de estos sesgos y que, a mi entender, posibilitan el empleo de esta fuente tan menospreciada. Veamos estos casos uno a uno.

a) **La mortalidad diferencial:** el número de hijos declarado por la subpoblación presente en la fecha censal puede no ser representativo del comportamiento fecundo de la cohorte inicial dado que la fecundidad acumulada por las mujeres hasta una edad determinada y la mortalidad femenina no son fenómenos totalmente independientes(11). Mientras que en los países de régimen demográfico tradicional la interferencia de la mortalidad sobre la fecundidad declarada podría provocar una subestimación de la fecundidad real, lo contrario ocurriría en las poblaciones de los países más desarrollados. Pero ¿cuál sería la situación en los países inmersos en plena transición de la fecundidad? Parece difícil dar una respuesta sobre el sentido de dicho sesgo en la España de finales del XIX y principios del XX, época en la que las diferencias, tanto de mortalidad como de fecundidad, eran muy pronunciadas entre unas provincias que

(10) Ventajas de la observación continua: es universal, es decir, recoge en teoría los sucesos de todas las personas sin excepción, no está afectada por los fallos de memoria y se puede aplicar al estudio de todos los fenómenos demográficos. Por el contrario -entrando ahora en sus defectos- está condicionada por la fecha de inicio y por la variable calidad del registro. Además, las cohortes no son cerradas, sino abiertas, o sea, están entrando y saliendo continuamente individuos de ellas desde el mismo momento de su constitución debido a la interferencia de otros fenómenos, como la mortalidad o las migraciones, que amplifican las dificultades de medición del fenómeno que nos interesa. Por último, la información sobre características personales recogida por los impresos estadísticos de defunción, nupcialidad o parto es inferior a la demandada en los cuestionarios censales.

(11) Por ejemplo, si las mujeres muy fecundas experimentan riesgos de morir superiores al de la media de las mujeres, entonces la descendencia media declarada por las supervivientes subestimará el verdadero nivel de fecundidad de la cohorte (éste suele ser el caso de las mujeres pertenecientes a los estratos sociales más desfavorecidos, poseedoras en promedio de mayor fecundidad y menor esperanza de vida). Por el contrario, siendo cierto que las mujeres enfermas suelen tener una mayor mortalidad y una fecundidad acumulada menor que la media, ello se traducirá en que las mujeres de baja fecundidad podrían estar sujetas a riesgos más altos de morir, en cuyo caso la descendencia media declarada sobrestimará la fecundidad real de la cohorte (ONU, 1986: 30).

apenas habían iniciado su proceso transicional y otras que ya lo tenían bastante avanzado. En cualquier caso, podemos admitir, con algunos expertos(12), que este sesgo era probablemente corregido por otros o era de importancia menor.

b) **Las migraciones:** similar al anterior pero potencialmente más grave -en especial a escala subnacional- es el sesgo introducido por las migraciones, que hacen que aparezcan en una circunscripción censal mujeres que tuvieron sus hijos en otra. Ello sería irrelevante si no existiera un comportamiento diferencial de la fecundidad en función de la provincia de origen o del hábitat urbano o rural de procedencia. Pero tales diferenciales existen y, en consecuencia, la descendencia media puede resultar distorsionada al trabajar con datos de tipo provincial, especialmente en aquellas provincias más urbanizadas e industrializadas(13) receptoras de mujeres rurales procedentes de otras provincias de fecundidad probablemente más alta (más aún en la época estudiada por el Censo de 1920, con grandes diferencias territoriales de fase transicional). Sin embargo, el hecho de que sólo Madrid, Barcelona y Vizcaya sean provincias con una inmigración extraprovincial realmente importante antes de 1920 (Mikelarena, 1993) minimiza la incidencia de este sesgo en el período histórico cubierto por este censo(14).

c) **Las omisiones debidas a la memoria:** la investigación retrospectiva apela a la memoria del individuo censado, y ésta suele distorsionarse con la edad, distorsión que es mayor cuanto más anciana es la persona entrevistada, más grande es el número de acontecimientos que debe recordar y más alejados en el

(12) W. Brass así lo creyó en un seminario que impartió en Costa Rica y que recogió su transcriptor: "En la medida en que pudiera haber mortalidad diferencial vinculada con la fecundidad de las mujeres, se podrían obtener estimaciones sesgadas por esa razón. Él considera que esto no tiene mucha importancia y no la tiene sin duda para nada en los períodos recientes y él duda de que la tenga siquiera para períodos más lejanos. Es un punto técnico que considera importante señalar para los demógrafos más rigurosos" (Brass, 1973: 34).

(13) Suponiendo que no exista una emigración diferencial según la fecundidad acumulada -es decir, que la probabilidad de emigrar sea independiente del número de hijos habidos y que, por tanto, las mujeres que se queden y las que emigren tengan la misma descendencia media- y dando por bueno, por el contrario, el argumento de que la fecundidad de las mujeres nativas suele ser menor que la de las inmigrantes, ello limitaría esta hipotética distorsión a las zonas receptoras netas de inmigrantes, en las que la descendencia declarada sería mayor que la real.

(14) Aunque las migraciones inter e intraprovinciales ya mostraban un crecimiento importante desde la segunda década del siglo XX a causa del impulso que la I Guerra Mundial supuso para el desarrollo de la industrialización en las pocas provincias donde este proceso tuvo cierta importancia, no alcanzaron su máximo desarrollo relativo hasta la década comprendida entre 1920 y 1930 (Arango, 1976: 57; Mikelarena, 1993: 224).

tiempo se encuentran éstos (Auriat, 1996)(15). En el caso que nos ocupa, ello parece conducir a un subregistro de la fecundidad declarada respecto a la realmente tenida por las mujeres de más edad, y se hace evidente a los ojos del investigador cuando la descendencia media declarada no se incrementa con la edad de manera significativa; incluso puede darse el caso de que la fecundidad acumulada por las mujeres de 40-44 y 45-49 años sea inferior a la declarada por las mujeres de entre 35 y 39 años, aun cuando no existan evidencias de que se haya producido un aumento de la fecundidad(16). Sin embargo, las características del Censo de 1920 impiden no sólo estimar la magnitud del subregistro que puede afectar a la fecundidad declarada por las mujeres más mayores, sino que, debido a la arbitraria agrupación de edades utilizada, no es siquiera posible verificar si tal omisión tiene lugar(17).

d) Otros errores debidos a una clasificación defectuosa: Las omisiones no son las únicas malas pasadas jugadas por la memoria de las mujeres censadas o por una mala clasificación por parte de los agentes censales. Otros posibles errores potencialmente presentes en el Censo de 1920 son, por ejemplo, la inclusión de mortinatos o de muertes fetales tardías entre los hijos declarados: su efecto es una inflación de los nacimientos realmente habidos que actúa en sentido contrario al del sesgo anterior. Aunque los datos utilizados no permiten evaluarlo, la incidencia de este error suele ser pequeña (ONU, 1986: 30). También puede darse una declaración equivocada de la edad de las mujeres censadas, lo que puede suponer una alteración de la descendencia media tanto del grupo de edad al que verdaderamente pertenecen como el del grupo al que, por equivocación,

(15) Aunque parece que el número de acontecimientos memorizados disminuye exponencialmente en función del tiempo transcurrido, existen numerosas excepciones a esta regla en función del tipo de recuerdo de que se trate, de la emoción asociada al acontecimiento, la importancia de éste para la persona, la posición (el número de orden) del acontecimiento en una serie o la edad de la persona en el momento en el que vivió el suceso del que debe acordarse (Auriat, 1996: 54-55).

(16) Este subregistro no suele afectar a las mujeres menores de 40 años. Las omisiones empiezan a surgir entre las mujeres de 40-44 años y adquieren una considerable importancia a partir de los 45 años (Brass, 1981: 152). Si los datos están clasificados según la duración del matrimonio, puede aparecer un sesgo similar a partir del grupo 15-19 años (ONU, 1986: 29).

(17) La descendencia media del grupo 35-45 es siempre menor que la de las mujeres mayores de 45 años, al incluir a mujeres a las que todavía les queda un período significativo de vida fértil. Por otro lado, el grupo abierto agrupa tal cantidad de cohortes diferentes que es difícil llegar a alguna conclusión sobre su fecundidad acumulada, y menos aún compararlo con el grupo de generaciones anterior.

ción, han ido a parar(18). En cualquier caso, este tipo de error se minimiza al utilizar datos agregados por grupos de edad, pues sólo afecta a las mujeres que son erróneamente transferidas de un grupo a otro. En el caso del Censo de 1920, con sólo cuatro grandes grupos de edad, esta categoría de error es prácticamente insignificante.

Finalmente, la ausencia de declaración de la descendencia por parte de una proporción importante de mujeres puede llegar a suponer un grave inconveniente. Es el típico problema que nos plantea qué hacer con un elevado número de mujeres clasificadas en el apartado “no consta número de hijos habidos” en el momento de calcular la media(19). Aquí se ha optado por suponer que las mujeres sin declaración de hijos nacido vivos han tenido la misma descendencia media que el conjunto de las mujeres, de manera que la fecundidad media acumulada por las mujeres con declaración será representativa del conjunto de la población femenina(20). En cualquier caso, se ha de destacar que el porcentaje de “no consta” en el Censo de 1920 es relativamente pequeño (1,38% a escala nacional), por lo que, de existir, este sesgo será de carácter menor.

En definitiva, las propias características del Censo de 1920 minimizan la importancia de los potenciales sesgos inherentes a la información retrospectiva, por lo que la información sobre número de hijos nacidos vivos procedente de esta fuente parece *a priori* suficientemente consistente para ser utilizada en el ámbito nacional. ¿Lo es, sin embargo, en cada una de las provincias? Esto es lo que me propongo

(18) El error puede ser significativo si se produce una transferencia sistemática hacia las edades más mayores o hacia las más jóvenes, aunque frecuentemente las confusiones son aleatorias, lo que origina un efecto nivelador sobre la descendencia media: las transferencias hacia arriba, que pueden reducir la fecundidad declarada de la categoría de edad superior, suelen ser compensadas por las que se dirigen hacia el abajo, que producen el efecto contrario.

(19) Por ejemplo, si se parte de la suposición de que estas mujeres han tenido hijos, su inclusión en el denominador de la descendencia media junto a la exclusión de sus hijos en el numerador, distorsionará el indicador al resultar una fecundidad declarada *per capita* excesivamente baja.

(20) Sin embargo, diversos estudios han demostrado que las mujeres sin declaración son mayoritariamente mujeres sin hijos mal clasificadas por los agentes censales, que tal vez dejaran en blanco el espacio para registrar el número de hijos nacidos vivos en casos en que esta cantidad fuera igual a cero; de esta manera se produciría una transferencia neta de mujeres desde la categoría “cero hijos” a la categoría “no consta”. En tal caso, tendría lugar una sobreestimación de la descendencia media si las mujeres sin declaración no fueran incluidas en el denominador (ONU, 1986: 29). Por ello, una posible solución sería utilizar el método de ajuste propuesto por M. A. El-Badry (1961) para estimar la incidencia de la ausencia de respuesta basado en la relación existente entre las proporciones de mujeres sin hijos y de mujeres sin declaración.

averiguar en el siguiente apartado, en el que se podrá a prueba, por diversos procedimientos, la fiabilidad de los datos provinciales sobre fecundidad declarada.

4. EVALUACIÓN DE LA FIABILIDAD DE LOS DATOS DEL CENSO DE 1920

Para evaluar la calidad de los datos de fecundidad declarada a escala subnacional se ha sometido a éstos a diversas pruebas mediante la comprobación de su coherencia interna, el contraste con otros indicadores calculados a partir del propio Censo de 1920 o el cotejo con información procedente de censos sucesivos u otras fuentes demográficas. A continuación se describen los métodos de verificación utilizados y sus resultados.

4.1. Métodos de verificación

a) Comprobación de la coherencia interna de los datos: porcentajes de mujeres infecundas y sin declaración

La proporción de mujeres alguna vez casadas mayores de 45 años que permanecen infecundas, es decir, que no han tenido ningún hijo al acabar su vida reproductiva, es un primer indicador aproximado de la fiabilidad de los datos censales. En un contexto de escasa limitación de la descendencia (condición que se cumplía en gran parte de España a fines del XIX y principios del XX), se trata de un indicador que responde no tanto a la presencia de un comportamiento voluntario como a la intervención de factores de otro tipo, especialmente de carácter biológico. Por ello sus valores oscilan entre unos umbrales máximos y mínimos cuyo traspaso por exceso o por defecto puede advertirnos de la presencia de datos poco creíbles.

Ahora bien, ¿cuáles son esos límites? En realidad, todavía es mucho lo que se desconoce sobre la fertilidad de la población. Sí se sabe que hay un nivel mínimo de infecundidad que responde a un problema de esterilidad, es decir, de incapacidad biológica para reproducirse, y que este riesgo aumenta con la edad de formación de la pareja. A partir de investigaciones realizadas con poblaciones del pasado -que supuestamente no adoptaban comportamientos reguladores de la natalidad- se ha estimado que cerca del 4% de las parejas formadas (sin que la mujer estuviera embarazada) a los 20 años de edad de la mujer no tenían ningún hijo, porcentaje que se elevaba al 6% en las formadas a los 25 años, 10% a los 30 años, cerca del 20% a los 35 años y más del 30% a partir de los 40 años, creciendo rápidamente este porcentaje con la edad (Toulemon, 1995: 1095; Leridon, 1973: 94-96). En una época en la que cabe suponer que la inmensa mayoría de los matrimonios deseaban -o al menos no limitaban desde el inicio de la vida conyugal- el tener hijos, estas proporciones representarían un umbral mínimo de infecundidad de las muje-

res casadas a dichas edades, aunque es admisible que dichos porcentajes fueran algo mayores debido a la actuación de otras variables más allá de las puramente fisiológicas(21). En cualquier caso, para unas generaciones femeninas con edades medias a la primonupcialidad situadas en torno a los 24-25 años(22) -calculadas por el método de la proporción de solteras(23)- resultan *a priori* poco creíbles porcentajes provinciales de infecundidad que sean inferiores al 5%-6% en mujeres no solteras mayores de 45 años(24), así como sospechosas unas proporciones de infecundas definitivas muy por encima del 10-12%.

Como ya se ha indicado, también el porcentaje de mujeres clasificadas en la categoría “no consta” (el número de hijos nacidos vivos que han tenido) puede ser considerado como un índice de la bondad de los datos utilizados. Un porcentaje elevado podría señalar que nos encontramos ante datos de dudosa calidad, aunque también es cierto que su inexistencia no tiene por qué indicar que éstos sean buenos.

Por otro lado, parece existir una cierta vinculación entre niveles altos de “no consta” y porcentajes excesivamente bajos de mujeres infecundas, encubriendo en realidad una mala clasificación de las censadas que pudiera haber provocado su trasferencia desde una a otra categoría(25). Una entidad territorial que aúne ambas

(21) En efecto, la intervención de factores externos tales como la cantidad y calidad de la alimentación, la situación sanitaria de la población, la difusión de determinadas enfermedades (venéreas, pero no sólo éstas) que dejaban como secuela la esterilidad de uno o ambos miembros de la pareja, entre otros, provocaban un incremento desigual de dichos umbrales que impide afirmar que tales niveles de esterilidad fueran invariables entre distintas poblaciones o diferentes épocas (Leridon, 1973: 93-98). De hecho, los avances médico-sanitarios han permitido reducir progresivamente la incidencia de la esterilidad biológica a lo largo del siglo XX, aunque poco pueden haber afectado dichos progresos a las cohortes aquí analizadas.

(22) A. Cabré (1989: 338, vol. II) estima, a partir de las proporciones de solteras, las siguientes edades medias a la nupcialidad para las generaciones femeninas: 1856-60: 24,27; 1861-65: 24,36; 1866-70: 24,54; 1871-75: 24,69; 1876-80: 24,74; 1881-85: 24,71; 1886-90: 24,76; 1891-95: 25,03; 1896-1900: 25,22; 1901-05: 25,5. Por su parte, B. Cachinero (1982: 87) utiliza el mismo método para estimar las edades medias a la primonupcialidad femenina para los años censales: 1887: 24,19; 1900: 24,47; 1910: 25,06, 1920: 25,71.

(23) J. Hajnal (1953) fue el primero en utilizar las proporciones de célibes obtenidas a partir de los censos para calcular la edad media al primer matrimonio (“*Singulate Mean Age at Marriage*” o SMAM, según la nomenclatura del autor).

(24) F. Muñoz Pérez, por ejemplo, sitúa en torno al 5% el número de parejas casadas en 1950-60 que no tuvieron hijos, y señala que estos límites son cercanos a los de la esterilidad fisiológica (Muñoz Pérez, 1996: 251). Teniendo en cuenta los progresos médico-sanitarios y la consiguiente disminución de la incidencia de la esterilidad, es aceptable suponer que dichos umbrales fueran algo superiores para las generaciones censadas en 1920.

(25) En este sentido, F. Muñoz Pérez (1996: 236) señala que “la ausencia de respuesta es frecuentemente sinónimo de ausencia de hijo”.

características será, por tanto, altamente sospechosa de poseer una información deficiente respecto a esas categorías.

b) Comparación con otros indicadores calculados a partir del Censo de 1920: MFR e Ig

Además de la información extraída de las preguntas retrospectivas, el Censo de 1920 permiten estudiar las características de la fecundidad marital española gracias a la aplicación de determinados métodos a la estructura por sexo y edad de la población. Por ejemplo, el índice que relaciona el número de niños de 0-4 años y de mujeres casadas en edad fértil (*child-woman ratio*) puede ser un buen indicador de la fecundidad dentro del matrimonio, especialmente si mediante distintas hipótesis de mortalidad se consigue estimar el número de nacimientos durante los cinco años previos a la fecha censal. Esa es la técnica aplicada por J. W. Leasure para calcular su tasa de fecundidad matrimonial (*Marital Fertility Rate* o MFR), cuyos datos para las provincias españolas en 1920 están disponibles gracias a los cálculos del autor (Leasure, 1962: 54-56).

De la misma manera, la aplicación de las tasas tipo de fecundidad de las mujeres de la secta hutterita a la estructura por edad de las mujeres casadas en edad reproductiva censadas en 1920, y la comparación del número de nacimientos así obtenidos con el registrado en dicho año, permite calcular el indicador de fecundidad legítima de la serie de Princeton conocido como "Ig", que muestra qué porcentaje de la fecundidad potencial dentro del matrimonio ha sido alcanzado por la población femenina estudiada. Estos datos también están disponibles para el año en cuestión gracias a los cálculos de M. Livi Bacci (Coale, Treadway, 1986: 144-148).

Ambos son, por lo tanto, indicadores que permiten analizar territorialmente la fecundidad legítima y esbozar sus grandes rasgos espaciales a partir de informaciones procedentes de la misma fuente que las preguntas retrospectivas, es decir, el Censo de 1920(26). Por esta razón, he considerado que una buena manera de calibrar la calidad de los datos retrospectivos de este censo puede ser analizar el grado de correlación existente entre los datos provinciales de descendencia media calculados para cada grupo de edad a partir de la pregunta sobre hijos habidos, y los valores provinciales de los indicadores MFR e Ig. Si se obtienen unos coefi-

(26) Sin embargo, el origen censal común de estos datos no debe hacer olvidar su distinta naturaleza: la fecundidad declarada tiene carácter longitudinal y se refiere al pasado de las distintas cohortes de mujeres alguna vez casadas -recogiendo sucesos de la historia de las entrevistadas que, en algunos casos, están muy alejados de la fecha censal-, mientras que tanto el MFR como el Ig son indicadores transversales y describen la situación de la fecundidad matrimonial en la fecha censal. Además, la descendencia media por edad de la madre -calculada a partir de la pregunta censal- es un indicador afectado por la edad de entrada al matrimonio (un calendario tardío significa un acortamiento del periodo de exposición al embarazo y, por tanto, una reducción de la fecundidad acumulada desde la fecha de casamiento hasta el momento censal), mientras que ello no ocurre en el caso de los indicadores Ig y MFR.

cientes de determinación satisfactorios, ello demostrará la coherencia de la información territorial sobre fecundidad matrimonial deducida de unos indicadores contruidos de manera diferente pero procedentes de una fuente común. El posterior análisis de la regresión indicará -mediante el menor o mayor alejamiento de sus valores respecto a la recta de regresión- qué provincias tienen datos más coherentes o incoherentes para cada uno de los pares de variables analizadas.

c) Comprobación de la coherencia de los datos retrospectivos del Censo de 1920 con los de censos posteriores

Iniciada en el Censo de 1920, la información retrospectiva a partir de la pregunta sobre hijos nacidos vivos se ha publicado en todos los censos posteriores hasta la actualidad. Ello debería posibilitar el seguimiento, a través de los distintos censos, de los datos correspondientes a las cohortes de mujeres con el proceso reproductivo finalizado en 1920 -todas aquellas con más de 45 años-, evaluando la fiabilidad de los datos de este censo en comparación con los de los censos ulteriores. Sin embargo, tanto los defectos de presentación de los datos de 1920 -ya he aludido anteriormente a ellos- como, sobre todo, los déficits de información existentes en los sucesivos censos, impide llevar a cabo este proceso de evaluación.

Por ejemplo, el Censo de 1930 tiene como "grupo abierto" a las mayores de 45 años y lo mismo ocurre con los siguientes(27) hasta el de 1970, que sitúa tal umbral en los 75 y más años. Esto impide cotejar ningún grupo de generaciones que hubieran acabado su vida reproductiva en 1920 (y que debido a la distribución de grupos de edad de este censo sólo pueden ser las mayores de 45 años) con los datos correspondientes a las mismas cohortes en los censos posteriores. La única solución posible ha sido comparar los datos de 1920 correspondientes a las mujeres alguna vez casadas en 1920 de 35 y más años, resultado de la suma de los grupos 35-45 y mayores de 45 años, con las de 46 y más años en 1930.

Sé que ello plantea varias objeciones: muchas mujeres que en la primera fecha tenían entre 35 y 45 años no habían finiquitado su vida fértil, por lo que las cifras de descendencia media de 1930 resultarán más altas; además, las intensas migraciones habidas durante la década de 1920 podrían modificar los resultados espaciales al incrementar la fecundidad de algunas provincias inmigratorias por la llegada de mujeres más prolíficas. En sentido contrario, los datos de 1930 también incluyen a otras mujeres que no estaban casadas diez años antes y cuya fecundidad acumulada debería ser menor que la media; asimismo, tampoco se trata de las mismas mujeres al haber fallecido entre ambas fechas censales un determinado número de ellas, incluyendo, al tratarse de grupos abiertos, a las más ancianas y de mayor

(27) Es el caso del Censo de 1940, mientras que los dos censos posteriores no publican datos de fecundidad acumulada por edad de la madre.

fecundidad acumulada, lo que podría rebajar algo la descendencia media del censo más tardío. Por último, tampoco las cohortes examinadas en ambos años son exactamente las mismas -35 y más frente a 46 y más- debido a la peculiar agrupación de grupos quinquenales de 1930 (16-20, 21-25,..., 41-45, 46 y más), aunque tal diferencia se presuma despreciable.

Sin embargo, tales inconvenientes producidos por la falta de homogeneidad de los datos –incluyendo algunos sesgos que actúan en sentido opuesto- no creo que invaliden la realización de dicha la comparación, dado que las tendencias espaciales mostradas por ambos censos deberían ser semejantes, de tal manera que los datos de 1930, censo reputado como uno de los más fiables de la primera mitad del siglo, podrían poner en evidencia los de aquellas provincias de 1920 con resultados poco creíbles. Para ello he actuado como en el punto anterior, calculando primero los coeficientes de determinación existentes entre los valores provinciales de descendencia media recogidos por ambos censos y destacando luego las provincias más incoherentes mediante el análisis de los residuos respecto a la recta de regresión.

d) Cotejo con la información de fecundidad proporcionada por el MNP

Otra forma de evaluar la fiabilidad de los datos retrospectivos del censo analizado puede ser compararlos con la información sobre fecundidad proporcionada por otro tipo de fuentes como, por ejemplo, los nacimientos inscritos en el Registro Civil publicados en el Movimiento Natural de la Población. Sin embargo, no se recogieron datos de nacimientos por edad de la madre hasta el año 1922, no pudiéndose calcular indicadores sintéticos de fecundidad provinciales para el período anterior. Es dicho año la fecha que he escogido, por su cercanía cronológica, para cotejar -mediante el cálculo de los coeficientes de determinación y las rectas de regresión- la fecundidad registrada con la proporcionada por las preguntas retrospectivas de 1920.

El cotejo de ambos tipos de fuentes me ha llevado a crear un nuevo tipo de indicador que diera una cifra aproximada de la fecundidad media de las mujeres alguna vez casadas a partir de los datos de registro, pues el ISF es un indicador transversal de fecundidad general que incluye en su cálculo a las mujeres solteras cuyas respuestas, por el contrario, no han sido recogidas en nuestra fuente censal, lo que distorsionaría la comparación.

e) Comparación con estimaciones longitudinales de descendencia acumulada

Tanto el índice sintético de fecundidad como las otras medidas de fecundidad matrimonial empleadas anteriormente (MFR, Ig) son indicadores de momento, mientras que los datos procedentes de la observación retrospectiva son, por definición, longitudinales. Por ello, he creído conveniente confrontar éstos con algún tipo

de información generacional sobre fecundidad procedente de otras fuentes. Ya he dicho que no existe posibilidad de calcular tasas específicas de fecundidad a partir de datos de registro con anterioridad a 1922; sin embargo, sí se pueden realizar estimaciones mediante diversos procedimientos. He optado por utilizar las tasas de fecundidad quinquenales estimadas por Anna Cabré (1989) a partir del indicador If de Princeton y agrupadas longitudinalmente para calcular las descendencias parciales acumuladas por las distintas cohortes en 1920. Estas tasas están únicamente disponibles para el conjunto de Cataluña y de España, por lo que sólo para dichas entidades territoriales he podido llevar a cabo esta evaluación.

4.2. Resultados

a) El porcentaje de mujeres nacidas antes de 1875 que finalizaron su período de fertilidad sin haber tenido ningún hijo fue del 10,6% en el total de España, según el Censo de 1920 (ver Cuadro 1), es decir, algo elevado pero dentro de los límites esperados.

Cuadro 1

% DE MUJERES INFECUNDAS Y SIN RESPUESTA EN CADA GRUPO DE EDAD, SEGÚN SU EDAD EN 1920. DATOS PROVINCIALES Y TOTAL NACIONAL

	<i>0 hijos</i>					<i>no consta</i>				
	<i><25</i>	<i>25-34</i>	<i>35-45</i>	<i>>45</i>	<i>Total</i>	<i><25</i>	<i>25-34</i>	<i>35-45</i>	<i>>45</i>	<i>Total</i>
ÁLAVA	37.24	12.97	8.57	11.64	12.41	-	-	-	-	-
ALBACETE	40.24	15.17	9.21	13.44	14.47	-	-	-	-	-
ALICANTE	43.93	16.69	9.42	13.83	15.38	-	-	-	-	-
ALMERIA	33.38	15.27	10.21	13.36	14.83	-	-	-	-	-
ÁVILA	35.07	15.24	13.75	7.94	12.70	-	-	-	-	-
BADAJOS	37.13	12.34	8.22	8.80	10.86	-	-	-	-	-
BALEARES	34.91	17.88	10.69	13.40	14.63	-	-	-	-	-
BARCELONA	34.75	15.93	10.79	10.84	13.27	-	-	-	-	-
BURGOS	39.81	13.98	9.31	13.18	13.86	-	-	-	-	-
CÁCERES	36.73	12.27	6.63	11.13	11.78	-	-	-	-	-
CÁDIZ	28.60	14.89	11.47	17.08	16.05	-	-	-	-	-
CANARIAS	30.07	11.33	8.76	8.86	10.86	4.11	8.68	8.57	9.04	8.56
CASTELLÓN	40.46	13.13	6.79	5.86	9.56	-	-	-	-	-
CIUDAD REAL	39.73	8.81	1.60	1.62	5.89	9.24	13.75	15.34	18.30	15.77
CÓRDOBA	39.16	19.83	11.92	17.67	18.00	-	-	-	-	-
CORUÑA	20.63	7.28	3.55	3.48	5.12	0.33	0.18	0.16	0.18	0.18
CUENCA	40.52	12.65	8.20	10.19	12.17	-	-	-	-	-
GERONA	22.34	12.15	8.60	7.15	9.57	-	-	-	-	-
GRANADA	32.52	14.49	9.32	13.41	14.26	-	-	-	-	-
GUADALAJARA	38.77	15.59	8.85	10.59	12.47	-	-	-	-	-

	<i>0 hijos</i>					<i>no consta</i>				
	<i><25</i>	<i>25-34</i>	<i>35-45</i>	<i>>45</i>	<i>Total</i>	<i><25</i>	<i>25-34</i>	<i>35-45</i>	<i>>45</i>	<i>Total</i>
GUIPÚZCOA	35.11	14.07	8.63	10.14	11.89	-	-	-	-	-
HUELVA	30.49	18.99	6.40	8.25	11.30	-	-	-	-	-
HUESCA	28.62	11.33	7.18	10.99	10.99	-	-	-	-	-
JAÉN	31.98	11.66	7.61	17.60	14.79	1.70	1.38	2.16	1.02	1.48
LEÓN	31.73	13.74	8.39	10.67	11.90	-	-	-	-	-
LÉRIDA	35.72	13.82	7.78	6.37	10.42	3.58	4.23	7.26	2.15	4.25
LOGROÑO	37.43	12.54	7.28	11.00	11.71	2.11	1.90	2.35	2.24	2.18
LUGO	32.81	13.54	7.79	9.82	10.80	0.23	0.17	0.01	0.29	0.20
MADRID	27.39	12.80	8.94	10.43	11.47	6.91	6.30	6.29	13.58	7.04
MÁLAGA	34.89	15.44	10.87	16.66	16.29	-	-	-	-	-
MURCIA	32.15	11.35	7.22	7.04	10.33	-	-	-	-	-
NAVARRA	35.53	14.08	7.86	7.29	10.00	0.04	1.14	1.20	1.44	1.33
ORENSE	28.00	13.28	7.72	10.39	11.13	-	-	-	-	-
OVIEDO	14.91	7.57	1.68	0.37	3.54	-	-	-	-	-
PALENCIA	22.19	7.51	4.42	9.40	8.10	-	-	-	-	-
PONTEVEDRA	28.29	12.11	6.27	4.26	7.73	8.48	7.42	7.91	17.79	12.93
SALAMANCA	35.30	12.39	7.69	10.38	11.14	-	-	-	-	-
SANTANDER	30.30	12.32	7.54	11.21	11.48	7.33	5.73	4.34	6.39	5.78
SEGOVIA	32.84	11.65	7.41	10.57	11.35	-	-	-	-	-
SEVILLA	34.06	14.88	11.04	15.52	15.19	-	-	-	-	-
SORIA	43.96	11.54	7.49	12.34	12.73	-	-	-	-	-
TARRAGONA	37.02	14.82	8.48	10.21	12.30	-	-	-	-	-
TERUEL	38.77	11.71	6.45	10.33	11.65	-	-	-	-	-
TOLEDO	35.15	11.31	5.59	8.85	10.20	-	-	-	-	-
VALENCIA	37.32	16.13	9.11	11.53	13.11	-	-	-	-	-
VALLADOLID	38.74	16.79	11.88	15.65	16.08	-	-	-	-	-
VIZCAYA	35.03	15.41	9.32	10.28	12.95	-	-	-	-	-
ZAMORA	34.02	12.31	7.02	9.25	10.26	0.58	1.43	1.41	1.15	1.26
ZARAGOZA	37.84	13.45	9.35	13.37	13.67	-	-	-	-	-
ESPAÑA	33.39	13.60	8.36	10.60	12.04	1.01	1.18	1.27	1.57	1.38

Fuente: elaboración propia a partir de datos del Censo de Población de 1920.

La mayoría de las provincias se mueven en torno a este valor, aunque hay unas cuantas que destacan por defecto o por exceso. Entre las primeras sobresale el caso de Oviedo, con sólo un ¡0,37%! de mujeres sin hijos, pero también Ciudad Real (1,62%), Coruña o Pontevedra, con valores muy por debajo del 6%. Un calendario nupcial extraordinariamente precoz -pues la infertilidad aumenta con la edad- podría haber explicado en parte estos bajísimos valores (desde luego no los de Oviedo o Ciudad Real), pero los datos de calendario primonupcial presentados por

Cachinero (1982: 93) echan por tierra esta teoría. Es más, las provincias de la cornisa atlántico-cantábrica se caracterizaban por un calendario nupcial femenino muy tardío, mientras que el dato de Ciudad Real tampoco se justifica por este hecho.

Una posible explicación a tan bajos valores podría ser el trasvase de mujeres infecundas a la categoría “no consta” (mujeres que no han respondido a la pregunta sobre el número de hijos habidos), siendo un defecto potencialmente susceptible de corrección. Sin embargo, la solución no parece tan fácil viendo la magnitud y la distribución de los niveles provinciales de mujeres sin respuesta.

En realidad, el porcentaje de “no consta” en el Censo de 1920 es relativamente pequeño, pues sólo un 1,38% de mujeres casadas o viudas están incluidas en esta categoría a nivel estatal, y un 1,57% para las mayores de 45 años, no variando mucho las proporciones para los restantes grupos de edad (Cuadro 1). El posible sesgo introducido por esta categoría no debe ser, por lo tanto, muy significativo en el conjunto del país y es desde luego inexistente en las 37 provincias donde no aparece ninguna mujer sin declaración. De las 12 provincias restantes con población femenina clasificada como “no consta”, sólo en Ciudad Real, Pontevedra, Canarias, Madrid y Santander los porcentajes son superiores al 3% en las mayores de 45 años(28). Son estas provincias las que, utilizando este criterio, parecen mostrar deficiencias en sus datos.

Existen provincias, por tanto, cuyos datos parecen deficientes en ambas categorías de clasificación al poseer altos porcentajes de mujeres sin respuesta en combinación con bajas proporciones de infecundas, como Ciudad Real y Pontevedra. Ello podría justificar el empleo de métodos de corrección como el de El-Badry (1961). Sin embargo, aparecen otras con déficits en una sola categoría, como el caso extremo de la provincia de Oviedo, donde la inexistencia de “no consta” convive con el increíble 0,37% de mujeres alguna vez casadas que han concluido su período reproductivo sin hijos.

Esta falta de coherencia y regularidad entre ambos tipos de información en las provincias presuntamente sospechosas es la que hace preferible considerar únicamente a las mujeres con declaración en el cálculo de la descendencia media -con la prevención de que algunos de estos datos puedan resultar inciertos-, desechando el uso de métodos correctores para redistribuir a las “no consta” en aquellas cir-

(28) Los elevados porcentajes de mujeres sin declaración son especialmente sospechosos en las provincias de Ciudad Real (18,3% en las mayores de 45 años), Pontevedra (17,8%) y Canarias (9%), aunque el caso más grave por su peso demográfico y su significación política sea el de la provincia de Madrid, donde un 13,6% de la población femenina de dicho grupo de edad se inscribe en la categoría “no consta”.

cunscripciones donde tienen un peso específico. Se evita así manipular la información dudosa correspondiente a ciertas provincias al no existir la certeza de que su calidad mejore respecto a la original.

Pero observando de nuevo el Cuadro 1 se ve que, por el contrario, también existe un determinado número de provincias con un porcentaje excesivamente elevado de mujeres infecundas, más allá de lo inicialmente previsible. Destacan, especialmente, las provincias andaluzas, pues, salvo Huelva, todas tienen proporciones superiores al 13% de mujeres alguna vez casadas mayores de 45 sin hijos, con Córdoba, Jaén y Cádiz con valores por encima del 17%(29). A ello hay que sumar -se verá luego- proporciones no muy elevadas de mujeres de elevada descendencia (más de 4 hijos). ¿Responden estas cifras a la realidad o son el resultado de una declaración defectuosa? Creo que son tres las posibles soluciones, no necesariamente excluyentes:

1. Se trata de datos de mala calidad y, por tanto, falsos: algunas mujeres andaluzas ocultarían hijos ya fallecidos al responder a la pregunta sobre el número de hijos nacidos, incrementándose el peso relativo de las mujeres sin descendencia y de baja fecundidad;

2. Son el producto de una selección por mortalidad de las mujeres que responden, debido tal vez a la incidencia diferencial de la mortalidad materna(30) que habría permitido sobrevivir en mayor medida a las mujeres sin hijos y de baja fecundidad, de manera que los datos serían correctos pero el fenómeno que reflejan no(31);

3. Tanto los datos como el fenómeno que reflejan son auténticos: o bien nos hallamos ante provincias con mayores niveles de esterilidad por razones médico-sanitarias y/o socio-económicas, o bien se trata de provincias con una proporción significativa de mujeres que contraían matrimonio a edades muy tardías, ocasionando con ello una reducción de la duración del matrimonio -y un acortamiento del

(29) Del mismo modo todas, excepto Huelva, poseen proporciones en torno o superiores al 10% de mujeres infecundas de 35-45 años.

(30) Hacia 1920 Andalucía era una de las regiones con mayores tasas de mortalidad materna, con 600 mujeres fallecidas por cada 100.000 nacidos vivos en 1919 (Cortés Majó, García Gil, Solano Parés, Viciano Fernández, 1990: 428-429). Esta causa de muerte afectaba sobre todo a las mayores de 35 años, por lo que quizás tuviera mayor incidencia sobre las mujeres de alta fecundidad, aunque la carencia de datos de mortalidad materna según descendencia acumulada impide asegurarlo.

(31) También podría ser debido a una selección de las mujeres por migración diferencial; sin embargo, las provincias del sur de España experimentaron pocos movimientos migratorios hasta los años 30 del presente siglo (Nicolau, 1989).

periodo potencial de exposición al embarazo(32)- que se sumaría al incremento de infertilidad de las parejas constituidas a esas edades.

Los datos provinciales de calendario nupcial disponibles son, en este sentido, contradictorios, pues refrendan en parte esta última hipótesis, al menos para la Andalucía occidental(33), pero la descartan para el conjunto de la región. En efecto, tanto Huelva, en primer lugar, como Cádiz y Sevilla, disponían de una tardía edad media de entrada al matrimonio entre 1887 y 1920 como síntoma de una nupcialidad restringida, pero éste no era el caso de las restantes cinco provincias, de calendario precoz. Por otro lado, el hecho de que Huelva y Sevilla posean proporciones de infecundas menores que otras provincias andaluzas de matrimonio más temprano parece desmentir que sea el calendario nupcial el causante de los niveles de infecundidad, aunque los datos existentes tampoco refrendan -ni desmienten- la validez de las otras hipótesis.

b) El análisis de la correlación existente entre los datos provinciales de: i) la descendencia media (D) procedente de la información retrospectiva (ver Cuadro apéndice), ii) el indicador de momento de Princeton Ig (fecundidad matrimonial), y iii) la tasa de fecundidad marital MFR de Leasure, ha mostrado unos resultados aceptables (Cuadro 2), pese al distinto procedimiento de construcción de estos indicadores. Estas buenas correlaciones se han obtenido asimismo al calcular la "r²" existente entre las descendencias medias declaradas en 1920 y los indicadores Ig y MFR de censos anteriores, para compensar el hecho de que la fecundidad declarada recoge nacimientos muy anteriores a la fecha censal.

(32) Aunque este efecto está parcialmente minimizado por la incidencia de la fecundidad extramatrimonial y las concepciones prenupciales, fenómenos de cierta importancia local en Galicia, los archipiélagos y algunas provincias marítimas andaluzas (Muñoz Pérez, 1995: 212-213).

(33) D.-S. Reher (1996: 211), por ejemplo, señala que el suroeste español era una zona de nupcialidad restrictiva en 1887 y 1920, donde una proporción relativamente elevada de celibato definitivo, tanto masculino como femenino, estaba acompañada por un tardío calendario nupcial. Sus mapas demuestran que estas características afectaban sobre todo a la provincia de Huelva, seguida a un nivel inferior por Cádiz y Sevilla (Reher, 1996: 212-219). Lo mismo evidencia el indicador Im del proyecto de Princeton (Coale, Watkins, 1986), siempre inferior a 0.550 en Huelva y Cádiz entre 1887 y 1920, y desde principios de siglo en Sevilla. Por su parte, los datos de B. Cachinero también distinguen entre las tres provincias andaluzas más occidentales, de edad de entrada al matrimonio más retrasada o en torno a la media nacional, y las restantes, de calendario nupcial precoz.

Cuadro 2
COEFICIENTES DE DETERMINACIÓN (R^2) ENTRE LA DESCENDENCIA MEDIA (D) DEL CENSO DE 1920 Y LOS ÍNDICES IG Y MFR CALCULADOS PARA DISTINTOS AÑOS (ENTRE PARÉNTESIS, NIVEL DE SIGNIFICACIÓN P=)

	<i>Ig-</i> <i>1920</i>	<i>MFR-</i> <i>1920</i>	<i>Ig-</i> <i>1910</i>	<i>MFR-</i> <i>1910</i>	<i>Ig-</i> <i>1900</i>	<i>MFR-</i> <i>1900</i>	<i>Ig-</i> <i>1887</i>
D (total)	0.53 (.0001)	0.51 (.0001)	0.48 (.0001)	0.60 (.0001)	0.48 (.0001)	0.45 (.0001)	0.40 (.0001)
D (muj.<25 años)	0.08 (.0502)	0.08 (.0460)	0.13 (.0105)	0.10 (.0262)	0.13 (.0112)	0.11 (.0201)	0.08 (.0489)
D (muj.25-34 años)	0.49 (.0001)	0.47 (.0001)	0.49 (.0001)	0.53 (.0001)	0.51 (.0001)	0.43 (.0001)	0.34 (.0001)
D (muj.35-45 años)	0.62 (.0001)	0.56 (.0001)	0.48 (.0001)	0.56 (.0001)	0.44 (.0001)	0.39 (.0001)	0.34 (.0001)
D (muj.>45 años)	0.31 (.0001)	0.32 (.0001)	0.32 (.0001)	0.42 (.0001)	0.30 (.0001)	0.30 (.0001)	0.27 (.0001)
Ig - 1920		0.86 (.0001)	0.73 (.0001)	0.75 (.0001)	0.62 (.0001)	0.51 (.0001)	0.57 (.0001)
MFR - 1920	0.86 (.0001)		0.70 (.0001)	0.78 (.0001)	0.63 (.0001)	0.59 (.0001)	0.51 (.0001)

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Censo de población de 1920 y extraídos de Leasure (1962) y Coale, Treadway (1986).

En general, los resultados ratifican la validez del uso de la información retrospectiva para el estudio de la fecundidad a escala provincial, incluso para cohortes que todavía no han concluido su período reproductivo, puesto que las mejores correlaciones se han obtenido no con las descendencias acumuladas por el total de mujeres alguna vez casadas, sino con las D correspondientes al grupo femenino de 25 a 45 años. Por el contrario, los datos referentes a las mayores de 45 años ofrecen correlaciones menores, tal vez debido a distorsión introducida por los fallos de la memoria y por incluir a muchas cohortes de comportamiento bien diferenciado. Finalmente, y como era presumible, los resultados no son nada satisfactorios en las menores de 25 años, cuya descendencia acumulada está excesivamente condicionadas por la edad media de entrada al matrimonio.

El análisis de la regresión, por su parte, ha hecho posible aislar aquellas provincias con datos menos creíbles gracias a la observación de los residuos estandarizados o diferencia tipificada de los valores provinciales “reales” respecto a la recta de regresión (valores ajustados). Así, los datos de Oviedo sobre hijos nacidos vivos han demostrado ser los menos fiables, para los cuatro grupos de edad, junto a los de Canarias, pues en ambos territorios la fecundidad declarada es mucho menor

que la indicada por los otros índices. Con una diferencia: a pesar de la subdeclaración, el archipiélago siempre aparece como una de las provincias con mayor descendencia media, mientras que la provincia asturiana se manifiesta, a partir de la información retrospectiva del Censo de 1920, como un territorio de fecundidad moderada-baja, cuando la realidad parece ser que era bien distinta. Y ello a pesar de la irreal cuasi ausencia de mujeres infecundas.

Lugo, Santander, Pontevedra, Palencia, Ávila, Córdoba, Jaén y Sevilla también presentan cierta subdeclaración -de menor magnitud- de hijos nacidos vivos en algunos grupos de edad, aunque en el caso de las tres primeras, junto a Oviedo y Canarias, debemos preguntarnos qué parte de este déficit es real y cuál es un producto de la tardía edad media de casamiento.

Por el contrario, hay otras provincias con sobredeclaración de hijos habidos, es decir, que sus mujeres no solteras declaran haber tenido mayor número de hijos nacidos vivos que los que se deducen de los otros índices de fecundidad matrimonial. Es, sobre todo, el caso de Guipúzcoa, Ciudad Real, Murcia, Castellón, Madrid y las provincias catalanas(34) en la mayoría de los grupos de edad.

En definitiva, del análisis de la regresión entre estos indicadores surgen sólo dos provincias con datos realmente poco fiables, más una quincena con ciertas deficiencias parciales. En suma, un bagaje que juzgo bastante positivo.

c) El Cuadro 3 permite observar la evolución que, respecto a distintos indicadores, muestran las mismas cohortes de mujeres (las que tenían 35 y más años en 1920, y 46 y más en 1930) con diez años de diferencia. En general, entre 1920 y 1930 las mujeres incrementaron significativamente su descendencia media (en esa época la fecundidad de las mayores de 35 años todavía era importante en la gran mayoría de las provincias) pese al fallecimiento de las más ancianas o a las nupcias de mujeres mayores de 35 años, presumiblemente de menor fecundidad acumulada. Ello se tradujo en un ligero descenso de la proporción de mujeres de baja fecundidad (0 ó 1 hijos) y en un aumento de los órdenes de descendencia más elevados.

Ante estas cifras se podrá objetar que los datos de 1920 parecen subestimar la fecundidad acumulada respecto a los de 1930; yo creo que, si existe, tal déficit es poco significativo a escala nacional y sólo relativamente importante en unas cuantas provincias, como demuestra el análisis de la correlación y de la regresión entre los distintos indicadores de 1920 y 1930.

(34) En efecto, Cataluña y Madrid deberían tener una fecundidad acumulada todavía menor que la que declaran tener. ¿Es esta descendencia excesiva resultado de las incipientes migraciones desde zonas de mayor fecundidad?, ¿efecto de un rápido proceso transicional?, ¿o se debe a un déficit de mujeres infecundas? Esto último parece también cierto para Ciudad Real y Castellón y, en menor medida, para Murcia y las otras provincias de este grupo (ver de nuevo el Cuadro 1).

Cuadro 3

DESCENDENCIA MEDIA (TOTAL DE HIJOS NACIDOS VIVOS, HIJOS SUPERVIVIENTES E HIJOS YA FALLECIDOS EN LA FECHA CENSAL) Y DISTRIBUCIÓN DE LAS MUJERES SEGÚN NÚMERO TOTAL DE HIJOS DECLARADO. COHORTES FEMENINAS QUE TENÍAN MÁS DE 34 AÑOS EN 1920 Y MÁS DE 45 EN 1930. DATOS PROVINCIALES Y TOTAL NACIONAL

	1920					1930				
	<i>hijos nacidos vivos</i>	<i>hijos todavía vivos</i>	<i>hijos fallecidos</i>	<i>% 0-1 hijos</i>	<i>% >5 hijos</i>	<i>hijos nacidos vivos</i>	<i>hijos todavía vivos</i>	<i>hijos fallecidos</i>	<i>% 0-1 hijos</i>	<i>% >5 hijos</i>
ÁLAVA	5.43	3.48	1.95	17.22	49.93	5.55	3.61	1.94	16.95	50.66
ALBACETE	4.80	3.13	1.67	19.43	40.20	5.38	3.34	2.04	14.96	47.78
ALICANTE	4.31	2.94	1.37	21.69	33.21	4.58	3.05	1.53	17.28	35.78
ALMERIA	4.89	3.29	1.59	20.32	42.65	5.13	3.14	1.98	17.52	45.05
ÁVILA	5.13	3.08	2.06	15.23	44.63	5.46	3.26	2.20	11.92	47.66
BADAJOS	5.21	3.20	2.02	14.34	43.95	5.30	3.24	2.06	12.93	45.17
BALEARES	3.84	2.91	0.93	22.46	26.21	4.16	3.09	1.07	19.03	30.22
BARCELONA	3.64	2.49	1.14	22.42	21.68	4.29	2.65	1.64	21.41	30.90
BURGOS	5.28	3.12	2.17	17.99	47.99	5.91	3.43	2.49	12.97	55.25
CÁCERES	5.04	2.94	2.10	16.08	42.65	5.54	3.15	2.38	10.35	47.67
CÁDIZ	4.67	2.94	1.73	23.86	37.98	5.25	3.12	2.13	19.84	45.10
CANARIAS	5.48	4.13	1.35	16.22	46.49	6.04	4.42	1.61	11.31	54.29
CASTELLÓN	4.73	2.98	1.76	12.61	37.56	4.66	2.93	1.72	13.69	36.86
CIUDAD REAL	5.78	3.59	2.19	7.09	49.89	5.47	3.35	2.12	14.68	47.81
CÓRDOBA	4.16	2.76	1.41	25.14	30.55	5.16	3.21	1.95	16.40	43.77
CORUÑA	4.99	3.57	1.42	11.98	39.55	5.19	3.70	1.49	14.24	42.97
CUENCA	5.05	3.08	1.98	15.65	43.29	5.38	3.25	2.13	14.14	47.57
GERONA	4.10	2.92	1.18	14.34	27.79	3.95	2.74	1.22	17.85	25.28
GRANADA	4.62	2.99	1.62	20.59	37.52	5.29	3.30	1.99	17.61	47.28
GUADALAJARA	4.94	3.05	1.89	16.80	42.65	5.37	3.41	1.96	11.99	47.61
GUIPÚZCOA	6.22	4.93	1.29	16.51	51.97	5.40	3.86	1.54	13.80	47.93
HUELVA	4.57	3.12	1.45	15.07	34.38	4.40	2.98	1.42	17.31	32.26
HUESCA	4.60	3.00	1.60	18.03	37.55	4.77	3.12	1.65	15.96	38.87
JAÉN	4.47	2.91	1.57	23.31	35.76	5.44	3.11	2.33	16.29	47.94
LEÓN	4.83	3.23	1.60	18.82	40.64	5.52	3.58	1.94	11.52	47.85
LÉRIDA	4.42	2.99	1.42	13.48	32.07	4.16	2.92	1.24	16.18	28.93
LOGROÑO	5.31	3.22	2.09	14.46	47.27	5.75	3.47	2.28	12.09	52.88
LUGO	4.58	3.57	1.01	18.89	37.45	4.94	3.81	1.13	15.51	40.46
MADRID	4.56	2.80	1.76	22.03	35.20	4.84	2.82	2.02	21.91	39.15
MÁLAGA	4.61	2.97	1.64	24.10	37.88	5.05	3.18	1.86	18.67	42.79

	1920					1930				
	<i>hijos nacidos vivos</i>	<i>hijos todavía vivos</i>	<i>hijos fallecidos</i>	<i>% 0-1 hijos</i>	<i>% >5 hijos</i>	<i>hijos nacidos vivos</i>	<i>hijos todavía vivos</i>	<i>hijos fallecidos</i>	<i>% 0-1 hijos</i>	<i>% >5 hijos</i>
MURCIA	5.50	3.65	1.86	14.02	48.68	5.49	3.48	2.02	13.84	49.06
NAVARRA	5.44	3.86	1.59	11.42	50.19	5.70	3.77	1.93	13.49	54.04
ORENSE	4.35	3.26	1.10	19.79	32.89	4.59	3.45	1.14	16.07	34.94
OVIEDO	4.50	3.59	0.91	8.75	26.12	5.61	4.01	1.60	14.59	47.61
PALENCIA	5.01	2.79	2.21	15.62	40.97	6.07	3.30	2.76	13.01	56.23
PONTEVEDRA	4.59	3.51	1.07	14.63	33.68	4.53	3.40	1.13	16.75	33.47
SALAMANCA	5.01	3.11	1.90	16.24	42.90	5.37	3.27	2.10	13.09	47.10
SANTANDER	5.56	3.83	1.73	15.54	49.59	5.75	3.96	1.79	14.92	50.45
SEGOVIA	5.48	3.26	2.22	14.37	49.56	5.79	3.48	2.31	11.94	53.28
SEVILLA	4.50	2.83	1.67	23.74	35.28	4.89	3.02	1.88	18.85	39.34
SORIA	5.11	3.13	1.98	16.64	45.14	5.56	3.38	2.18	12.53	50.24
TARRAGONA	3.63	2.59	1.04	20.97	20.96	3.77	2.62	1.15	17.94	22.22
TERUEL	4.82	2.93	1.89	15.31	40.14	4.99	3.05	1.94	14.84	42.54
TOLEDO	5.25	3.44	1.81	12.44	45.58	5.61	3.45	2.15	11.17	49.65
VALENCIA	4.22	2.80	1.42	20.18	31.85	4.69	3.03	1.66	15.82	37.25
VALLADOLID	5.24	2.98	2.25	21.23	46.54	5.86	3.27	2.59	15.96	52.75
VIZCAYA	5.11	3.44	1.67	18.46	44.55	5.85	3.75	2.09	11.86	53.08
ZAMORA	4.94	3.04	1.90	14.76	40.84	5.13	3.19	1.94	12.71	42.19
ZARAGOZA	4.67	2.92	1.75	19.26	38.19	5.16	3.16	2.00	14.97	44.23
ESPAÑA	4.49	3.11	1.58	18.12	37.36	5.06	3.23	1.83	16.01	42.18

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de los Censos de población de 1920 y 1930.

En primer lugar, y pese a las evidentes variaciones entre ambos años, el grado de correlación hallado ha sido bastante aceptable (Cuadro 4). Y ello no sólo respecto al número medio de hijos declarados (vivos, fallecidos y totales), sino también respecto a otros índices como la distribución de las mujeres según su descendencia, lo que demuestra la consistencia de los datos sobre fecundidad retrospectiva. La única excepción corresponde al porcentaje de mujeres infecundas, dato que ya se vio que presentaba problemas en el Censo de 1920 y que también los presenta, aunque en menor medida, en el de 1930.

Cuadro 4

COEFICIENTES DE DETERMINACIÓN (R^2) ENTRE DISTINTOS INDICADORES CORRESPONDIENTES A LAS COHORTES DE MUJERES QUE TENÍAN MÁS DE 34 AÑOS EN 1920 Y MÁS DE 45 EN 1930 (ENTRE PARÉNTESIS NIVEL DE SIGNIFICACIÓN P=)

	<i>D total de hijos</i> 1930	<i>D hijos superviv.</i> 1930	<i>D hijos fallecidos</i> 1930	<i>% hijos fallecidos</i> 1930	<i>% 0 hijos</i> 1930
D total de hijos -1920	0.61 (.0001)	-	-	-	-
D hijos superviv.-1920	-	0.67 (.0001)	-	-	-
D hijos fallecidos -1920	-	-	0.77 (.0001)	-	-
% hijos fallecidos -1920	-	-	-	0.84 (.0001)	-
% 0 hijos-1920	-	-	-	-	0.25 (.0002)
	<i>% 1 hijo</i> 1930	<i>% 0-1 hijos</i> 1930	<i>% 0-3 hijos</i> 1930	<i>% >5 hijos</i> 1930	<i>% 8 y + hijos</i> 1930
% 1 hijo-1920	0.52 (.0001)	-	-	-	-
% 0-1 hijos-1920	-	0.33 (.0001)	-	-	-
% 0-3 hijos-1920	-	-	0.64 (.0001)	-	-
% >5 hijos-1920	-	-	-	0.67 (.0001)	-
% 8 y + hijos-1920	-	-	-	-	0.61 (.0001)

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de los Censos de población de 1920 y 1930.

En segundo lugar, el análisis de la regresión entre los distintos indicadores de 1920 y 1930 permite destacar aquellas provincias con comportamiento más irregular. Los residuos estandarizados destacan un grupo de provincias -ya conocidas en el apartado anterior- con importantes perturbaciones: Oviedo y Palencia, por ejemplo, presentan graves diferencias en los datos de 1920 respecto a los de 1930, con un número declarado de hijos excesivamente bajo en el primer censo debido no tanto a una subdeclaración de los hijos todavía vivos como, sobre todo, de los ya fallecidos. Lo contrario ocurre en Ciudad Real, donde la descendencia declarada en 1920 parece excesivamente elevada respecto a la recogida diez años después. Pero más importante todavía es el caso de Guipúzcoa, con una fecundidad media excesivamente elevada en 1920 debido a una gran sobredeclaración de hijos vivos (pero no de fallecidos).

No tan importantes, aunque todavía significativas, son las alteraciones manifestadas en Córdoba, Jaén y, en menor medida, Granada, en el sentido de un cierto subregistro en la descendencia media de 1920 (causado sobre todo por déficit de hijos fallecidos y de madres de alta fecundidad). Tales defectos, sin embargo, no aparecen en las restantes provincias andaluzas, donde los elevados

porcentajes de mujeres sin hijos en 1920 muestran coherencia con las cifras presentes diez años después.

Por el contrario, los datos de Huelva parecen evidenciar una descendencia media demasiado alta en 1920, lo mismo que Gerona y Lérida y, tal vez, Castellón. Es decir, estas cuatro provincias deberían tener en 1920 una fecundidad todavía más baja de la que tuvieron. Esto último también acontece en Coruña, Pontevedra (¿relacionado con los “no consta?”), Madrid y Barcelona. Respecto a estas dos últimas provincias, creo, sin embargo, que el gran incremento de la fecundidad acumulada (especialmente en lo referente a hijos fallecidos) entre 1920 y 1930, así como otras distorsiones, evidencian no tanto una deficiente recogida de datos como la influencia de los importantes movimientos migratorios habidos en dicho período intercensal.

d) La disponibilidad de las tasas brutas de reproducción del año 1922 (Leguina, 1973), calculadas a partir de los nacimientos registrados publicados por el Movimiento Natural de la Población, ha permitido, multiplicando por 2,05, el cálculo del índice sintético de fecundidad para dicho año. Como este indicador hace referencia a la fecundidad del conjunto de la población femenina en edad fértil, incluyendo las solteras, lo he dividido por un índice de nupcialidad (proporción de mujeres alguna vez casadas de 46-50 años en 1920, según datos de soltería definitiva extraídos de Cachinero, 1982) para estimar aproximadamente⁽³⁵⁾ el promedio de hijos por mujer alguna vez casada⁽³⁶⁾ (Cuadro 5), dato más comparable con las descendencias medias calculadas a partir de los datos censales.

(35) Es un cálculo aproximado porque, tal como está construido, este indicador considera a todos los recién nacidos como hijos de madres alguna vez casadas, incluyendo a los hijos de madres solteras registrados en 1922. Sin embargo, el hecho de que muchas madres solteras contrajeran posteriormente matrimonio reduciría la importancia de este sesgo.

(36) Al tratarse de un indicador transversal, se podría definir como el número medio de hijos que habría tenido una cohorte ficticia de mujeres cuyo comportamiento reproductivo hubiera sido el que tuvieron las distintas generaciones de mujeres en 1922 y que se hubieran casado antes de finalizar su período fértil.

Cuadro 5

**INDICADORES COYUNTURALES DE FECUNDIDAD ELABORADOS A PARTIR
DE LA INFORMACIÓN RECOGIDA EN EL REGISTRO CIVIL (AÑO 1922). DATOS
PROVINCIALES Y TOTAL NACIONAL**

	<i>TBR- 1922</i>	<i>ISF- 1922</i>	<i>Propor- ción mujeres 46-50 (1920)</i>	<i>ISF- 1922 modifi- cado (mujeres no solteras)</i>		<i>TBR- 1922</i>	<i>ISF- 1922</i>	<i>Propor- ción mujeres 46-50 (1920)</i>	<i>ISF- 1922 modifi- cado (mujeres no solteras)</i>
ÁLAVA	2.30	4.72	0.879	5.37	LÉRIDA	1.59	3.26	0.949	3.44
ALBACETE	2.38	4.88	0.951	5.13	LOGROÑO	2.39	4.90	0.927	5.29
ALICANTE	1.65	3.38	0.927	3.65	LUGO	1.82	3.73	0.781	4.78
ALMERIA	2.39	4.89	0.941	5.20	MADRID	1.50	3.07	0.839	3.66
ÁVILA	2.68	5.50	0.956	5.75	MÁLAGA	2.11	4.33	0.938	4.62
BADAJOS	2.20	4.51	0.943	4.78	MURCIA	1.88	3.86	0.946	4.08
BALEARES	1.35	2.76	0.867	3.18	NAVARRA	2.22	4.55	0.896	5.08
BARCELONA	1.22	2.50	0.876	2.85	ORENSE	1.81	3.71	0.812	4.57
BURGOS	2.51	5.15	0.941	5.47	OVIEDO	1.89	3.88	0.817	4.75
CÁCERES	2.43	4.99	0.968	5.15	PALENCIA	2.63	5.39	0.946	5.70
CÁDIZ	1.98	4.06	0.898	4.52	PONTEVEDRA	1.66	3.39	0.737	4.60
CANARIAS	1.44	2.96	0.842	3.52	SALAMANCA	2.48	5.08	0.952	5.34
CASTELLÓN	1.75	3.58	0.917	3.90	SANTANDER	2.15	4.42	0.860	5.14
CIUDAD REAL	2.65	5.43	0.951	5.71	SEGOVIA	2.71	5.56	0.955	5.82
CÓRDOBA	2.34	4.80	0.937	5.12	SEVILLA	2.09	4.28	0.910	4.70
CORUÑA	1.89	3.87	0.760	5.09	SORIA	2.42	4.97	0.956	5.20
CUENCA	2.61	5.34	0.957	5.58	TARRAGONA	1.29	2.64	0.923	2.86
GERONA	1.38	2.83	0.901	3.14	TERUEL	2.28	4.68	0.955	4.90
GRANADA	2.28	4.68	0.952	4.92	TOLEDO	2.51	5.14	0.950	5.41
GUADALAJARA	2.34	4.79	0.936	5.12	VALENCIA	1.67	3.41	0.920	3.71
GUIPÚZCOA	1.76	3.61	0.818	4.41	VALLADOLID	2.38	4.89	0.906	5.40
HUELVA	1.79	3.67	0.914	4.02	VIZCAYA	1.90	3.89	0.882	4.41
HUESCA	2.00	4.09	0.961	4.26	ZAMORA	2.25	4.61	0.922	5.00
JAÉN	2.47	5.07	0.950	5.34	ZARAGOZA	2.11	4.32	0.921	4.69
LEÓN	2.25	4.61	0.889	5.19	ESPAÑA	1.94	3.98	0.890	4.46

Fuente: Elaboración propia a partir de datos procedentes de INE (1966), Leguina (1973) y Cachinero (1982).

A pesar de la distinta naturaleza de ambos indicadores y de su diferente fuente de procedencia, el nivel de correlación obtenido ha sido bastante aceptable: el coeficiente de determinación " r^2 " existente entre los datos provinciales correspondientes a este indicador transversal de fecundidad matrimonial, por un lado, y los datos provinciales de descendencia media declarada en 1920 por la población

femenina no soltera de 35-45 años (Cuadro apéndice) ha sido nada menos que 0,56, aunque en los otros grupos de edad ha sido menor(37).

El análisis de la regresión indica, por su parte, una fecundidad declarada por las mujeres no solteras en 1920 excesivamente elevada -¿o un subregistro del ISF en 1922?- en las provincias de Canarias, Guipúzcoa y Murcia, además de excedentes menores en Santander, Cádiz, Ciudad Real y Palencia, provincia que presenta un comportamiento especialmente irregular según los grupos de edad.

Por el contrario, Córdoba, Jaén, Oviedo y, en menor medida, Granada, Albacete y Ávila, deberían tener valores más elevados de hijos nacidos vivos, pues sus cifras retrospectivas presentan déficits de mayor o menor magnitud. Se trata, en la mayor parte de los casos, de provincias ya conocidas por haber presentado similares sesgos en algunos de los chequeos anteriores.

e) En el Cuadro 6 se puede observar cómo las descendencias acumuladas por las distintas generaciones de mujeres alguna vez casadas en la fecha censal del 31 de diciembre de 1920, tanto en las provincias catalanas como en el conjunto del Estado, son muy parecidas tanto si se calculan a partir de la pregunta censal sobre hijos nacidos vivos como si se evalúan a partir de las tasas de fecundidad estimadas por Anna Cabré. Es especialmente asombrosa la absoluta coincidencia de los datos correspondientes a las cohortes de mujeres nacidas entre 1875 y 1885 y que tenían entre 35 y 45 años en el momento de realización del censo. El error en las generaciones posteriores es siempre inferior a 0,3 hijos por mujer y responde, en mi opinión, al sesgo introducido por la nupcialidad a las edades más tempranas.

Creo que ello avala tanto la validez de los datos estimados por esta autora como la credibilidad de la información procedente de la observación retrospectiva; como mínimo, se demuestra a nivel estatal la fiabilidad de las respuestas a la pregunta sobre hijos nacidos vivos del Censo de 1920. La buena correspondencia en los datos referidos a Cataluña añade, además, confianza respecto al grado de fiabilidad de la información existente a nivel subestatal.

(37) En concreto se han obtenido unos coeficientes de determinación de 0,25 para las mujeres de más de 45 años -su período de máxima fecundidad está muy alejado en el tiempo respecto a 1922-, de 0,3 para las de 25-34 años e inexistente para las menores de 25 años. Pero como ya se ha señalado anteriormente, se ha de tener en cuenta que la descendencia acumulada en 1920 por estas dos cohortes más jóvenes está más determinada por su calendario nupcial que por su fecundidad.

Cuadro 6

COMPARACIÓN ENTRE LA DESCENDENCIA ACUMULADA EN LA FECHA CENSAL (31-XII-1920) POR LAS DISTINTAS GENERACIONES DE MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS SEGÚN LA PREGUNTA RETROSPECTIVA DEL CENSO DE 1920 Y LAS TASAS LONGITUDINALES ELABORADAS POR A. CABRÉ

<i>CATALUÑA</i>						
<i>Pregunta retrospectiva Censo 1920</i>		<i>Tasas longitudinales calculadas por Anna Cabré</i>				
<i>Generaciones</i>	<i>Descendencia acumulada (muj. alguna vez casadas)</i>	<i>Generaciones</i>	<i>Descendencia acumulada (todas las mujeres)</i>	<i>Prop. de muj. alguna vez casadas a 31-XII-1920</i>	<i>Descendencia acumulada (mujeres alguna vez casadas)</i>	
1875-1885	3.40	1876-1880	3.17	0.884	3.59	3.40
		1881-1885	2.75	0.854	3.22	
1886-1895	2.07	1886-1890	2.06	0.805	2.55	2.20
		1891-1895	1.14	0.617	1.85	
Después de 1895	1.01	1896-1900	0.35	0.287	1.20	1.29
		1901-1905	0.03	0.020	1.38	

<i>ESPAÑA</i>						
<i>Pregunta retrospectiva Censo 1920</i>		<i>Tasas longitudinales calculadas por Anna Cabré</i>				
<i>Generaciones</i>	<i>Descendencia acumulada (muj. alguna vez casadas)</i>	<i>Generaciones</i>	<i>Descendencia acumulada (todas las mujeres)</i>	<i>Prop. de muj. alguna vez casadas a 31-XII-1920</i>	<i>Descendencia acumulada (mujeres alguna vez casadas)</i>	
1875-1885	4.46	1876-1880	4.23	0.889	4.76	4.46
		1881-1885	3.54	0.851	4.16	
1886-1895	2.58	1886-1890	2.49	0.799	3.12	2.57
		1891-1895	1.30	0.641	2.03	
Después de 1895	1.11	1896-1900	0.37	0.295	1.25	1.38
		1901-1905	0.03	0.020	1.50	

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de fecundidad procedentes del Censo de 1920 y de Cabré (1989). Las proporciones de mujeres alguna vez casadas de Cataluña proceden asimismo de las proporciones de solteras calculadas por Cabré (1989), mientras que las de España las he estimado a partir de los datos censales para los grupos de edad 16-20, 21-25, etc., multiplicando las proporciones de solteras correspondientes a dichos grupos de edad por unos coeficientes que reflejan la relación entre los % solteras grupo 15-19, etc. y los % solteras grupo 16-20, etc., en 1930. Este censo posee datos edad a edad de la estructura de la población por sexo, edad y estado civil, aunque ha sido necesario realizar un cierto alisamiento de las irregularidades (método de la media móvil) para suavizar y homogeneizar en lo posible la distribución por estado civil de 1930 con la existente diez años antes.

5. VALORACIÓN GLOBAL Y CONCLUSIONES FINALES

La calidad de los datos obtenidos a partir de las preguntas sobre fecundidad retrospectiva del Censo de 1920 es, en mi opinión, muy aceptable -incluso notable para el grupo de edad 35-45 años(38)- a nivel nacional y para la mayoría de las provincias. Existen, sin embargo, determinadas provincias cuyos datos parecen, a través de los distintos métodos de evaluación utilizados, poco creíbles o, como mínimo, sospechosos.

– Oviedo es la circunscripción con los datos menos fiables: presenta un déficit de en torno a un hijo por mujer para las mayores de 35 años -calculado a partir del cotejo de los censos de 1920 y 1930-, de tal manera que, de poseer una fecundidad relativamente baja, pasaría a ser una de las provincias más prolíficas. Semejante debe de ser la subdeclaración de los datos canarios; sin embargo, se trata de un caso menos grave: continuaría siendo una de las provincias de mayor fecundidad declarada en 1920. Por último, también los datos de Palencia son muy sospechosos de presentar déficit, especialmente para las mujeres mayores de 45 años.

– Los datos de Guipúzcoa tampoco parecen correctos, pero por la razón inversa: el número declarado de hijos habidos es excesivo (en torno a un hijo por mujer para las mayores de 35 años), aunque seguiría siendo una provincia de fecundidad relativamente alta. Las descendencias declaradas en Ciudad Real y Murcia también parecen “infladas”, aunque en menor magnitud que en la provincia vasca.

– Son más fiables, aunque susceptibles de cierta matización al alza, las descendencias declaradas en Santander, Lugo, León, Ávila, Córdoba, Jaén y, tal vez, Granada. Es difícil evaluar el posible déficit de hijos declarados existente en estas tres provincias andaluzas, producto de un excesivo número de mujeres nulíparas y de baja fecundidad, pero como no se ha hallado ninguna anomalía grave en los datos correspondientes a las restantes provincias andaluzas, que comparten esos rasgos, parece arriesgado asegurar la invalidez completa de estos datos y achacar exclusivamente el problema a una mala declaración por parte de las mujeres censadas. En cualquier caso, los datos recogidos por el Censo de 1920 ratifican la baja fecundidad matrimonial relativa existente en las provincias de Andalucía occidental, especialmente Huelva.

(38) En efecto, a través de los distintos test realizados, los datos sobre número de hijos habidos correspondientes a este grupo de edad han demostrado ser los más fiables. Por el contrario, los resultados han sido peores en las mujeres de 45 y más años (grupo abierto excesivamente amplio y diverso, y donde más actúan los fallos de la memoria) y menos útiles en las menores de 35, bajo la influencia del calendario nupcial y con muchos años de vida reproductiva por delante.

– Por último, esta provincia andaluza, junto a Cádiz, Gerona, Lérida, Castellón, Madrid y Barcelona parecen experimentar una leve sobredeclaración de fecundidad en el Censo de 1920. Los movimientos migratorios o el rápido proceso transicional durante las primeras décadas de este siglo en algunas de estas provincias puede explicar, sin embargo, este sesgo al alza, que en ningún caso compromete la fiabilidad de la información correspondiente a dichas circunscripciones.

En total, una media docena de provincias con datos demostradamente “malos” y entre 10 y 15 con datos “regulares” o sospechosos de serlo. Ello significa que casi dos tercios de las provincias poseen datos enteramente creíbles, lo cual considero que es mucho. Con la excepción de esas pocas provincias, la información proporcionada a escala nacional y en el conjunto de los grandes espacios regionales (tal vez con las anomalías parciales de Andalucía -Córdoba, Jaén, Granada- y el noroeste -Oviedo, Lugo y León-) aparece como coherente en sí misma y con grandes puntos de coincidencia con los conocimientos aportados por otras fuentes.

A la vista de los resultados, se podría intentar alguna corrección de las cifras correspondientes a las circunscripciones con datos deficitarios. Sin embargo, así como ha sido fácil constatar la existencia de datos erróneos en aquellas provincias con información más deficiente, más difícil parece, por las características de la observación retrospectiva, establecer la magnitud del sesgo para el conjunto de la población y para cada grupo de edad. Tarea especialmente arriesgada en aquellas provincias donde parece existir una cierta anomalía pero donde es imposible asegurar que tal irregularidad sea enteramente achacable a un defecto en la recogida y publicación de la información y no sea debida -al menos en parte- a una oscilación real experimentada por el fenómeno.

Como consecuencia lógica y final, la fiabilidad global de los datos avala asimismo la validez del método, es decir, el uso de información procedente de observación retrospectiva -y, en concreto, de los datos sobre hijos nacidos vivos publicados por el Censo de población de 1920- para analizar del descenso de la fecundidad en nuestro país (Gil Alonso, 1997, 1998), aunque con las debidas precauciones y teniendo siempre presente las peculiaridades de este tipo de información.

Cuadro apéndice

DESCENDENCIA MEDIA DE LAS MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS, CALCULADA A PARTIR DE LOS HIJOS NACIDOS VIVOS DECLARADOS POR ÉSTAS EN EL CENSO DE 1920, AGRUPADAS EN FUNCIÓN DE SU EDAD EN LA FECHA CENSAL. DATOS PROVINCIALES Y PARA EL CONJUNTO DE ESPAÑA

	< 25 años	25-34 años	35-45 años	>45 años		< 25 años	25-34 años	35-45 años	>45 años
ÁLAVA	1.02	2.88	5.39	5.46	LÉRIDA	0.93	2.32	4.01	4.64
ALBACETE	0.93	2.44	4.55	4.95	LOGROÑO	1.05	2.69	5.06	5.44
ALICANTE	0.86	2.23	4.02	4.47	LUGO	1.13	2.70	4.59	4.57
ALMERIA	1.20	2.70	4.71	4.99	MADRID	1.26	2.54	4.26	4.73
ÁVILA	0.94	2.53	4.44	5.53	MÁLAGA	1.15	2.76	4.59	4.62
BADAJOS	1.03	2.74	4.80	5.46	MURCIA	1.28	3.13	5.14	5.72
BALEARES	1.09	2.16	3.61	3.96	NAVARRA	1.00	2.59	5.17	5.58
BARCELONA	1.01	1.98	3.24	3.89	ORENSE	1.38	2.62	4.31	4.38
BURGOS	0.94	2.83	5.20	5.32	OVIEDO	1.45	2.35	4.02	4.78
CÁCERES	1.05	2.71	4.78	5.21	PALENCIA	1.62	3.30	5.41	4.79
CÁDIZ	1.39	2.89	4.64	4.69	PONTEVEDRA	1.26	2.71	4.44	4.67
CANARIAS	1.41	3.40	5.02	5.74	SALAMANCA	0.99	2.66	4.81	5.11
CASTELLÓN	0.83	2.09	3.98	5.11	SANTANDER	1.23	3.14	5.51	5.58
CIUDAD REAL	0.95	2.82	5.38	6.06	SEGOVIA	1.09	2.85	5.23	5.61
CÓRDOBA	1.16	2.71	4.35	4.04	SEVILLA	1.18	2.78	4.43	4.54
CORUÑA	1.30	2.81	4.76	5.10	SORIA	0.89	2.86	5.01	5.16
CUENCA	0.91	2.62	4.81	5.19	TARRAGONA	0.87	1.89	3.14	3.89
GERONA	1.19	2.40	3.83	4.26	TERUEL	0.84	2.46	4.59	4.94
GRANADA	1.14	2.65	4.55	4.65	TOLEDO	0.98	2.78	5.19	5.29
GUADALAJARA	0.87	2.48	4.69	5.08	VALENCIA	0.91	2.08	3.89	4.41
GUIPÚZCOA	1.16	3.02	5.61	6.56	VALLADOLID	0.98	2.73	5.03	5.35
HUELVA	1.22	2.21	4.19	4.80	VIZCAYA	1.07	2.63	4.87	5.25
HUESCA	1.31	2.65	4.38	4.72	ZAMORA	1.04	2.64	4.67	5.08
JAÉN	1.16	2.84	4.77	4.30	ZARAGOZA	0.94	2.48	4.50	4.76
LEÓN	1.11	2.73	4.79	4.86	ESPAÑA	1.11	2.58	4.46	4.82

NOTA: Se excluyen en el cálculo las mujeres sin declaración de hijos habidos y aquellas cuya edad no consta.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Censo de población de 1920.

REFERENCIAS

- ARANGO, J. (1976). «Cambio económico y movimientos migratorios en la España oriental del primer tercio del siglo XX: algunas hipótesis sobre determinantes y consecuencias», en *Hacienda Pública Española*, nº 38, pp. 51-80.
- AURIAT, N. (1996). «Les défaillances de la mémoire humaine. Aspects orientatifs des enquêtes rétrospectives». París, INED / PUF, *Travaux et Documents*, nº 136.
- AYUSO OREJANA, J. (1960). «La fecundidad de la mujer española según el Censo de Población de 1950», en *Estadística Española*, nº 6, pp. 71-78.
- AZNAR, S. (1962) «La institución de la familia vista por un demógrafo», en *Estudios demográficos*, nº V.
- BRASS, W. (1972). «Crítica de métodos para estimar el crecimiento de la población en los países con datos limitados», San José (Costa Rica), CELADE.
- BRASS, W. (1973). «Seminario sobre métodos para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad)», San José (Costa Rica), CELADE.
- BRASS, W. (1985). «Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data», Londres, *Centre for Population Studies*, London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- CABRÉ, A. (1989). «La reproducció de les generacions catalanes, 1856-1960». Tesis doctoral, *Departament de Geografia*, Universitat Autònoma de Barcelona.
- CABRÉ, A. (1991-1992). «Les migraciones en la reproducció de la població catalana, 1880-1980», en *Documents d'Anàlisi Geogràfica*, nº 19-20, pp. 33-55.
- CABRÉ, A. y PUJADAS, I. (1986). «Caída de la fecundidad y evolución demográfica en Cataluña», en A. Olano (coord.) *Tendencias demográficas y planificación económica*. Madrid, Ministerio de Economía y Hacienda, pp. 153-175.
- CABRÉ, A. y TORRENTS, A. (1990). «La elevada nupcialidad como posible desencadenante de la transición demográfica en Cataluña», en *Papers de Demografia*, nº 44.
- CACHINERO, B. (1982). «La evolución de la nupcialidad en España (1887-1975)», en *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, nº 20, pp. 81-99.
- COALE, A. J. y TREADWAY, R. (1986). «A Summary of the Changing Distribution of Overall Fertility, Marital Fertility, and the Proportion Married in the Provinces of Europe», en A. J. Coale y S. C. Watkins (ed.) *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton, *Princeton University Press / Office of Population Research*, pp. 31-181.

- COALE, A.J. y WATKINS, S. C. (ed.) (1986). «The Decline of Fertility in Europe», Princeton, *Princeton University Press / Office of Population Research*.
- CORTÉS MAJÓ, M., GARCÍA GIL, C., SOLANO PARÉS, A. M. y VICIANA FERNÁNDEZ, F. (1990). «Análisis epidemiológico del papel de la fecundidad en el descenso de la mortalidad materna en las comunidades autónomas españolas a lo largo del siglo XX», en *Revista de Sanidad e Higiene Pública*, vol. 64, nº 7-8, pp. 425-438.
- EL-BADRY, M. A. (1961). «Failure of enumerators to make entries of zero: errors in recording childless cases in population censuses», en *Journal of the American Statistical Association*, vol. 56, nº 296, pp. 909-924.
- FERNÁNDEZ CORDÓN, J. A. (1993). «La población y la fecundidad de la Comunidad de Madrid. Informe monográfico del Tomo I de los Censos de Población y Vivienda de 1991», Madrid, *Consejería de Economía*, Comunidad de Madrid.
- GARCÍA ESPAÑA, E. (1991). «Censos de población españoles», publicado en *Estadística Española*, nº 128, pp. 441-500.
- GIL ALONSO, F. (1997). «El desfase territorial en el descenso de la fecundidad en España. Estudio retrospectivo a partir del Censo de Población de 1920», Memoria de investigación, *Departament de Geografia*, Universitat Autònoma de Barcelona.
- GIL ALONSO, F. (1997). «Las diferencias territoriales en el descenso de la fecundidad en España», en *Boletín de la ADEH*, vol. XV, nº 2, pp. 13-54.
- GIL ALONSO, F. (1998). «La transición de la fecundidad en el Valle del Ebro. Estudio de las pautas territoriales a partir de datos censales retrospectivos», en *Papers de Demografia*, nº 131.
- HAJNAL, J. (1953). «Age at Marriage and Proportion Marrying», publicado en *Population Index*, vol. 7, nº 2, pp. 111-136.
- INE (1966). «Tasas de reproducción», Madrid, *Instituto Nacional de Estadística*.
- LEASURE, J. W. (1962). «Factores involved in the Decline of Fertility in Spain, 1900-1950». Ph. D. (Dissertation for the Degree of Doctor of Philosophy), *Princeton University*.
- LEASURE, J. W. (1963). «Factores involved in the Decline of Fertility in Spain, 1900-1950», en *Population Studies*, vol. XVI, nº 3, pp. 271-285.
- LEGUINA, J. (1973) «Fundamentos de demografía», Madrid, *Siglo XXI*.
- LERIDON, H. (1973). «Aspects biométriques de la fécondité humaine», París, INED / PUF, *Travaux et Documents*, nº 65.

- LIVI BACCI, M. (1968). «Fertility and Nupciality Changes in Spain from the late 18th to the Early 20th Century», en *Population Studies*, vol. 22, nº 1 (parte I), nº 2 (parte II), pp. 83-102 (parte I), 211-234 (parte II).
- LIVI BACCI, M. (1985). «Cambios de la fecundidad y la nupcialidad en España desde finales del siglo XVIII hasta principios del siglo XX», en A. Espina, L. Fina y J. R. Lorente (ed.) *Estudios de economía del trabajo en España. 1-Oferta y demanda de trabajo*. Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Colección Economía del Trabajo, pp. 14-69.
- MELÓN y RUIZ DE GORDEJUELA, A. (1951). «Los censos de población en España (1857-1940)», en *Estudios Geográficos*, nº 43, pp. 203-281.
- MIKELARENA, F. (1993). «Los movimientos migratorios interprovinciales en España entre 1877 y 1930: áreas de atracción, áreas de expulsión, periodización cronológica y cuencas migratorias», en *Cuadernos Aragoneses de Economía*, vol. 3, nº 2, pp. 213-240.
- MUÑOZ PÉREZ, F. (1995). «Procreación y matrimonio en España (1970-1990)», en *Revista Internacional de Sociología*, Tercera Época, nº11, pp. 197-238.
- MUÑOZ PÉREZ, F. (1996). «Les couples restés sans enfant au Portugal et en Espagne: évolution et comparaison régionales», Comunicación presentada en *Ménages, familles, parentèles et solidarités dans les populations méditerranéennes. Séminaire de l'AIDELF*, Aranjuez.
- NICOLAU, R. (1985). «Presentación de las fuentes y series demográficas españolas de los siglos XIX y XX», en *Papers de Demografia*, nº 6.
- NICOLAU, R. (1989). «Trajectoires regionales dans la transition demographique espagnole». Thèse pour le Doctorat. *Institut d'Études Politiques de Paris*.
- NICOLAU, R. (1991). «Trayectorias regionales en la transición demográfica española», en M. Livi Bacci (ed.) *Modelos regionales de la transición demográfica en España y Portugal*. Alicante, Instituto de Cultura Juan Gil-Albert, pp. 49-65.
- ONU. (1986). «Manual X. Técnicas indirectas de estimación demográfica», Nueva York.
- RECAÑO, J. y LUXÁN, M. (1997). «Un estudi de la fecunditat de Catalunya a partir de les dades del Cens de 1991», Bellaterra, *Centre d'Estudis Demogràfics*.
- REHER, D.-S. (1996) «La familia en España, pasado y presente», Madrid, *Alianza*.
- REHER, D.-S. y VALERO LOBO, A. (1995). «Fuentes de información demográfica en España», Madrid, *CIS*.

SÀEZ, A. (1979). "La fécondité en Espagne depuis le début du siècle», en *Population*, vol. 34, n° 6, pp. 1007-1022.

TOULEMON, L. (1995). «Très peu de couples restent volontairement sans enfant», en *Population*, vol. 50, n° 4-5, pp. 1079-1109.

CHILDREN EVER BORN INFORMATION IN THE 1920 SPANISH CENSUS: A CRITIQUE

SUMMARY

The 1920 Census is the first to include a question on the number of children ever born to ever married women in Spain. This type of retrospective question allows a spatial analysis of Spanish fertility differences in the late 19th Century and early 20th Century. However, due to the presence of different biases, data on declared fertility has to be verified. This is the paper's main aim. To start with, the existing information is explained and advantages and disadvantages are exposed. After that, reliability of published data is checked with diverse methods. Results seem to show that data quality is acceptable for the majority of provinces and globally, at a national level.

Key words: Children ever born, retrospective observation, 1920 Census, Spain, 19th and 20th Centuries.

AMS Classification: 62P25