

HIJOS HABIDOS, HIJOS DECLARADOS

**Crítica y verificación de la información censal
sobre fecundidad retrospectiva.**

Fernando Gil Alonso

131

HIJOS HABIDOS, HIJOS DECLARADOS

**Crítica y verificación de la información censal
sobre fecundidad retrospectiva.**

Fernando Gil Alonso

131

Aquest treball s'ha presentat a la revista *Estadística Española*,
editada per l'Institut Nacional d'Estadística (Madrid), per a la
seva publicació com article.

Centre d'Estudis Demogràfics

1997

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.

RESUM

El Cens de 1920 és el primer que inclou una pregunta sobre el nombre de fills nascuts vius declarats per les dones alguna vegada casades. Aquesta mena d'informació retrospectiva permet analitzar les diferències espacials de fecunditat que existien a Espanya a finals del segle XIX i començaments del XX. Malgrat això, cal verificar prèviament la validesa d'aquestes dades censals sobre fecunditat degut a la presència de determinants biaixos, i aquest és el objectiu del present article. En primer lloc, s'expliquen les característiques de la informació retrospectiva del Cens de 1920 i els avantatges i inconvenients d'aquesta classe d'informació. Després, es comprova la fiabilitat de les dades publicades per aquest cens mitjançant diversos mètodes. Els resultats semblen demostrar que la qualitat de les dades censals sobre fecunditat és acceptable a nivell nacional i per a la major part de les províncies.

ABSTRACT

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.

RÉSUMÉ

Le recensement espagnol de 1920 est le premier qui pose une question sur le nombre d'enfants nés vivants déclarés par les femmes mariées au moins une fois. Cette information de type rétrospectif permet d'analyser les différences spatiales de fécondité qui existaient en Espagne à la fin du XIXe siècle et au début du XXe. Néanmoins, on a dû vérifier la validité de ces données à cause de l'existence de plusieurs biais. C'est l'objectif du présent article. D'abord, on explique les caractéristiques de l'information rétrospective du recensement de 1920 et les avantages et inconvénients de ce type d'information. Ensuite, on évalue la fiabilité des données publiées lors de ce recensement avec l'aide de diverses méthodes. Les résultats semblent démontrer que la qualité des données est acceptable à l'échelon national et pour la plupart des provinces.

ÍNDICE

1.- Introducción	1
2.- Características de la información retrospectiva sobre fecundidad del Censo de 1920	2
3.- Ventajas e inconvenientes de la observación retrospectiva e incidencia sobre el Censo de 1920	4
4.- Evaluación de la fiabilidad de los datos del Censo de 1920	9
4.1.- Métodos de verificación	10
4.2.- Resultados	15
5.- Valoración global y conclusiones finales	26
Bibliografía	28

ÍNDICE DE CUADROS

I.- Proporciones de mujeres infecundas y sin respuesta, según su edad en 1920. Datos provisionales y total nacional	15
II.- Coeficientes de determinación (r^2) entre la paridez media (P) del Censo de 1920 y los índices Ig y MFR calculados para distintos años	19
III.- Parides media y distribución de las mujeres según hijos habidos en las cohortes de mujeres que tenían más de 34 años en 1920 y más de 45 en 1930. Datos provinciales y total nacional	21
IV.- 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	22
V.- Indicadores coyunturales de fecundidad elaborados a partir de la información recogida en el Registro Civil (año 1922). Datos provinciales y total nacional	24
VI.- 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 Anna Cabré	25

HIJOS HABIDOS, HIJOS DECLARADOS. CRÍTICA Y VERIFICACIÓN DE LA INFORMACIÓN CENSAL SOBRE FECUNDIDAD RETROSPECTIVA*.

1. Introducción.

En los estados con sistemas estadísticos desarrollados -e incluyo 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 actual¹ (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 retrospectivas² 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

* 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.

¹ 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 los primeras 24 horas de vida, mayoritariamente masculinos. Ello evidencia un subregistro -seguro 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.

² 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.

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.

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”³ 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 -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, cuando la información publicada por el MNP es más 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 a nivel 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

³ 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 -concepto que, por influencia de la demografía anglosajona, también suele conocerse como “paridez”-, a diferencia de la fecundidad “registrada”, que es la recogida en continuo por el MNP.

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 trabajo⁴.

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 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 nacidos vivos totales), así como calcular el número medio de hijos nacidos vivos por mujer -o “paridez media”- y las probabilidades de agrandamiento de orden de paridez.

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 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, y mayores de 45 años, más otra tabla para las mujeres cuya edad no consta y una última, denominada “resumen”, con los datos 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 posteriores⁵; excesiva amplitud de los grupos de edad, de manera que un mismo grupo engloba generaciones que pueden haber tenido un comportamiento reproductivo muy diferente⁶; y, por último, presencia de dos grupos “abiertos”, que si en

⁴ 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.

⁵ 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.

⁶ Aunque ello supone, a su vez, una ventaja: el menor nivel de desagregación da lugar a datos más robustos, menos sujetos a oscilaciones aleatorias, que son más pronunciadas cuanto menos pobladas son las entidades territoriales.

el caso de los 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 45⁷.

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 la información retrospectiva.

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, ello proporcionará, en contrapartida, indicadores de fecundidad liberados del efecto perturbador de la mortalidad o las migraciones (Fernández Cordón, 1993: 57) y, en consecuencia, más “puros”⁸ que los procedentes de observación continua.

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).

⁸ Para estudiar y medir un fenómeno demográfico se ha de procurar que éste se encuentren en estado “puro”, con la menor interferencia posible de otros fenómenos perturbadores. En el mundo real no existen tales fenómenos puros, pero en la investigación demográfica los sucesos analizados se pueden “limpiar” de dichas interferencias. En este sentido, los datos obtenidos retrospectivamente presentan una notable ventaja sobre los procedentes de observación continua.

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 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 teórica⁹ 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, aunque más pura, 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 los que no fueron alcanzados 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, por último, la existencia de fenómenos, como la mortalidad, que es imposible estudiar directamente, por razones obvias, a partir de la observación retrospectiva (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 municipios rurales.

Estas ventajas e inconvenientes son opuestas y complementarias a las que presenta la observación continua¹⁰. Por ello, lo mejor sería trabajar con ambos tipos de información simultáneamente. Sin embargo, esto no suele darse por una razón fundamental: 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 aquellos 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 de datos tan menospreciada. Veamos estos casos uno a uno.

a) La mortalidad diferencial.

La fecundidad acumulada por las mujeres hasta una edad determinada y la mortalidad femenina no son fenómenos totalmente independientes¹¹. Mientras que en los países de régimen demográfico tradicional la interferencia de la mortalidad sobre la fecundidad declarada provocaría una subestimación de la fecundidad real, en las poblaciones de los países más desarrollados tal perturbación se traduciría en una sobreestimación. Pero ¿cuál sería la situación en los países inmersos en el proceso transicional? Parece difícil dar una respuesta sobre el sentido de dicho sesgo en la España de finales del XIX y principios del XX, pues nos referimos a una época en la que las diferencias, tanto de mortalidad como de fecundidad, eran muy pronunciadas entre unas provincias que apenas habían iniciado su proceso transicional y otras que ya lo tenían bastante avanzado. En cualquier caso,

¹⁰ La observación continua -comenzando por las ventajas- 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 de alta fecundidad experimentan riesgos de morir superiores al de la media de las mujeres, entonces la paridez media declarada por las supervivientes subestimaré el verdadero nivel de fecundidad de la cohorte (este 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 paridez podrían estar sujetas a riesgos más altos de morir, en cuyo caso la fecundidad media declarada sobrestimaré la fecundidad real de la cohorte (ONU, 1986: 30).

podemos admitir, con algunos expertos¹², que este sesgo era probablemente corregido por otros o era de importancia menor.

b) Las migraciones.

Similar al anterior pero potencialmente más grave -especialmente 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 paridez media puede resultar distorsionada al trabajar con datos de tipo provincial especialmente en aquellas provincias más urbanizadas e industrializadas¹³ 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 censo¹⁴.

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

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 paridez 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 problemática distorsión a las zonas receptoras de inmigrantes: sólo aquellas provincias más inmigratorias estarían afectadas por este problema al experimentar un sobrerregistro de la descendencia acumulada.

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).

entrevistada, más grande es el número de acontecimientos que debe recordar y más alejados en el 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 paridez media no crece suficientemente rápido con la edad; 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 fecundidad¹⁶. Sin embargo, las características del Censo de 1920 impiden no sólo estimar la magnitud del subregistro que probablemente afecte 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 lugar¹⁷.

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 sobreestimación de los nacimientos realmente habidos que compensa el sesgo anterior, aunque la incidencia de este error suele ser pequeña. También puede darse una declaración equivocada de la edad de las mujeres censadas, lo que puede suponer una alteración de la paridez media tanto del grupo de edad al que verdaderamente pertenecen como el del grupo al que, por equivocación, han ido a parar¹⁸. En cualquier caso, este

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 paridez media del grupo 35-45 (que agrupa, por tanto, ¡11 años!) 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.

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 paridez media: las transferencias hacia arriba, que pueden reducir la fecundidad declarada

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 grupos de edad muy amplios, esta categoría de error es prácticamente insignificante.

Finalmente, la no declaración de la paridez 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 media¹⁹. Aquí se ha optado por suponer que las mujeres sin declaración de hijos nacido vivos han tenido la misma paridez 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 femenina²⁰. En cualquier caso, se ha de destacar que el porcentaje de “no consta” en el Censo de 1920 es relativamente pequeño (1,38% a nivel nacional), por lo que, de existir, este sesgo será de carácter menor.

En definitiva, pese los posibles sesgos, la información sobre número de hijos nacidos vivos del Censo de 1920 parece *a priori* lo suficientemente consistente para ser utilizada a nivel nacional. ¿Lo es, sin embargo, en cada una de las provincias? Esto es lo que me propongo averiguar en el siguiente apartado, en el que se pondrá a prueba, por diversos procedimientos, la fiabilidad de los datos provinciales sobre fecundidad retrospectiva.

4. Evaluación de la fiabilidad de los datos del Censo de 1920.

Para evaluar la “bondad” y robustez de los datos de fecundidad declarada a escala subnacional se ha sometido a estos a diversas pruebas mediante la comprobación de su coherencia interna, la contrastación con otros indicadores calculados a partir del propio Censo de 1920 o el cotejo con información procedente de censos sucesivos u otras

de la categoría de edad superior, suelen ser compensadas por las que se dirigen hacia 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 paridez media junto a la exclusión de sus hijos en el numerador, distorsionará el indicador mostrando una fecundidad acumulada *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 sobrestimación de la paridez 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 falta de declaración basado en la relación existente entre las proporciones de mujeres sin hijos y de mujeres sin declaración.

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 de “no consta”.

La proporción de mujeres alguna vez casadas que permanecen infecundas, es decir, que no han tenido ningún hijo al acabar su vida reproductiva, es un primer indicador aproximativo 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 rebasamiento 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 mujeres 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 fisiológicas²¹.

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

En cualquier caso, para edades medias a la primonupcialidad femenina situadas en torno a los 24-25 años -calculadas por el método SMAM²² (Cachinero, 1982: 93)-, se debe poner *a priori* bajo sospecha porcentajes provinciales de infecundidad inferiores al 5%-6% para las mujeres alguna vez casadas mayores de 45 años²³, así como proporciones 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 trasfencia desde una a otra categoría²⁴. Una entidad territorial que aúne ambas características será, por tanto, sospechosa en primer grado de poseer una información dudosa 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, los datos del Censo de 1920 permiten estudiar las características de la fecundidad 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

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 Es un método que calcula la edad media al primer matrimonio (“Singulate Mean Age at Marriage”) a partir de las proporciones de solteros que figuran en las fuentes censales. Sobre su método de cálculo: Hajnal, 1953.

²³ 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 médicos y la consiguientemente probable disminución de la importancia de la esterilidad, es aceptable suponer que dichos umbrales fueran algo superiores para las generaciones censadas en 1920.

²⁴ En este sentido, F. Muñoz Pérez (1996: 236) señala que “la ausencia de respuesta es frecuentemente sinónimo de ausencia de hijo”.

por J. W. Leasure para calcular su “*Marital Fertility Rate*” (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 enfatizar sus divergencias espaciales a partir de información procedente de la misma fuente que las preguntas retrospectivas, es decir, el Censo de 1920. No obstante, este origen común no debe hacer olvidar su distinta naturaleza: la fecundidad declarada tiene carácter longitudinal y se refiere al pasado de las distintas cohortes -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 en 1920.

Por lo tanto, incluso tomando en consideración los indicadores Ig y MFR correspondientes a censos anteriores, no se debe esperar que sus resultados sean coincidentes con las de la fecundidad retrospectiva²⁵, sino que la comparación entre ellos se debe centrar en la descripción de las grandes tendencias territoriales, poniendo de relieve aquellas provincias que muestren graves incoherencias en los resultados de los diversos índices.

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.

²⁵ Además, la paridez media por edad de la madre es un indicador perturbado 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 hasta la fecha censal), mientras que ello no ocurre en el caso de los indicadores Ig y MFR, que sólo recogen la fecundidad de momento de las mujeres casadas en la fecha censal y que no están afectados por la intensidad y el calendario de la nupcialidad.

Ello debería posibilitar el seguimiento, a través de los distintos censos, de los datos correspondientes a las diferentes 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 evaluador.

Por ejemplo, el Censo de 1930 tiene como “grupo abierto” a las mayores de 45 años y lo mismo ocurre con los siguientes²⁶ 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 que he hallado posible ha sido comparar los datos de 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, 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 paridez 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 fecundidad acumulada; por fin, 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 debido a la falta de homogeneidad de los datos no creo que invalide la realización de dicha la comparación, dado que las tendencias espaciales mostradas 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.

²⁶ Es el caso del Censo de 1940, mientras que los dos censos posteriores no publican datos de fecundidad acumulada por edad de la madre.

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

Otra forma de evaluar la fiabilidad de los datos retrospectivos del censo analizado consiste en compararlos con la información sobre fecundidad proporcionada por otro tipo de fuentes como, por ejemplo, los datos de nacimientos procedentes del 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 los datos provinciales del ISF con los proporcionados por las preguntas retrospectivas de 1920.

Se ha de tener presente que el ISF, además de tener carácter transversal, es un indicador de fecundidad total que está afectado por la intensidad nupcial, es decir, por la existencia de mujeres solteras cuyas respuestas, por el contrario, no han sido recogidas en nuestra fuente censal. Por ello serán necesarias ciertas modificaciones del ISF -transformarlo en un ISF de las mujeres alguna vez casadas- para poder comparar ambos índices.

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 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 podré llevar a cabo esta tarea evaluadora.

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, es decir, algo mayor de lo esperado (ver Cuadro I).

Cuadro I. Proporciones de mujeres infecundas y sin respuesta, según su edad en 1920. Datos provinciales y total nacional.

	0 hijos					no consta				
	< 25	25-34	35-45	>45	Total	< 25	25-34	35-45	>45	Total
ALAVA	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	-	-	-	-	-
AVILA	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	-	-	-	-	-
CACERES	36.73	12.27	6.63	11.13	11.78	-	-	-	-	-
CADIZ	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
CASTELLON	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
CORDOBA	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	-	-	-	-	-
GIRONA	22.34	12.15	8.60	7.15	9.57	-	-	-	-	-
GRANADA	32.52	14.49	9.32	13.41	14.26	-	-	-	-	-
GUADALAJAR	38.77	15.59	8.85	10.59	12.47	-	-	-	-	-
GUIPUZCOA	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	-	-	-	-	-
JAEN	31.98	11.66	7.61	17.60	14.79	1.70	1.38	2.16	1.02	1.48
LEON	31.73	13.74	8.39	10.67	11.90	-	-	-	-	-
LLEIDA	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, lo que avalaría la credibilidad de sus datos. Sin embargo, 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 (pese a tener un calendario nupcial muy retardado: 26,73 años en 1887), pero también Ciudad Real (1,62%), Coruña, Pontevedra o Castellón, con valores por debajo del 6%.

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, no variando mucho las proporciones por edad (Cuadro I). El posible sesgo introducido 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, Santander y Lérica los porcentajes son superiores al 3%²⁷. Son estas provincias las que, utilizando este baremo, debemos poner bajo sospecha.

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 de los datos provinciales es la que hace preferible tener únicamente en cuenta a las mujeres con declaración en el cálculo de la paridez media, desechando el uso de métodos correctores para resituar a las “no consta” en aquellas provincias donde tienen un peso específico. De esta manera se atribuye un grado de confianza -quizá excesivo- a los datos disponibles, aun con la prevención de que éstos

²⁷ Los elevados porcentajes de mujeres sin declaración son especialmente sospechosos en las provincias de Ciudad Real (15,8% en todas las edades), Pontevedra (12,9%) y Canarias (8,6%), aunque quizás el caso más grave por su peso demográfico y su significación política sea el de la provincia de Madrid, donde un 7% de la población femenina se inscribe en la categoría “no consta”.

puedan resultar dudosos; de otra forma, se estaría manipulando la información sin tener la certeza de que su calidad hubiera mejorado respecto a la original.

Pero observando de nuevo el Cuadro I 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%²⁸. A ello hay que sumar -se verá luego- proporciones no muy elevadas de mujeres de alta paridez (más de 4 hijos). ¿Responden estas cifras a la realidad o son el producto 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 paridez;

2.- Son el producto de una selección por mortalidad de las mujeres que responden, debido tal vez a la incidencia diferencial de la mortalidad materna²⁹ que habría permitido sobrevivir en mayor medida a las mujeres sin hijos y de baja paridez, de manera que los datos serían correctos pero el fenómeno que reflejan no³⁰;

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 un proporción significativa de mujeres que contraían matrimonio a edades muy tardías, ocasionando con ello una reducción de la duración del matrimonio 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

²⁸ Del mismo modo, excepto Huelva, poseen proporciones en torno o superiores al 10% de mujeres infecundas de 35-45 años.

²⁹ 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, Viciana 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 paridez, aunque la carencia de datos de mortalidad materna según descendencia acumulada impide asegurarlo.

³⁰ 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).

occidental³¹, 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 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 la validez de las otras hipótesis.

b) La confrontación de la paridez media procedente de información retrospectiva con los indicadores Ig y MFR calculados a partir del Censo de 1920 y de otros anteriores -dado que la fecundidad declarada recoge nacimientos muy anteriores a la fecha censal- ha mostrado un grado de correlación aceptable (Cuadro II), pese al distinto significado de estos indicadores.

En general, los resultados ratifican la validez del uso de la información retrospectiva para el estudio de la fecundidad a nivel provincial, incluso para cohortes que todavía no han concluido su período reproductivo, puesto que las mejores correlaciones corresponden a las mujeres de 25 a 45 años. Por el contrario, los datos referentes a las mayores de 45 años ofrecen correlaciones más bajas de lo esperado, tal vez debido a distorsión introducida por los fallos de la memoria. Finalmente, y como era presumibles, los resultados no son nada satisfactorios en las menores de 25 años, 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 ambos presentan un claro subregistro. Con una diferencia: a pesar de la subdeclaración, el archipiélago siempre aparece como una de las provincias con mayor fecundidad

³¹ 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 como 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.

acumulada, 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 que era bien distinta. Y ello a pesar de la casi ausencia de mujeres infecundas.

Cuadro II. Coeficientes de determinación (r^2) entre la paridez media (P) del Censo de 1920 y los índices Ig y MFR calculados para distintos años (entre paréntesis nivel de significación p=).

	Ig-1920	MFR-1920	Ig-1910	MFR-1910	Ig-1900	MFR-1900	Ig-1887
P (muj. totales)	0.53 (.0001)	0.51 (.0001)	0.48 (.0001)	0.60 (.0001)	0.48 (.0001)	0.45 (.0001)	0.40 (.0001)
P (muj.<25 años)	0.08 (.0502)	0.08 (.0460)	0.13 (.0105)	0.10 (.0262)	0.13 (.0112)	0.11 (.0201)	0.08 (.0489)
P (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)
P (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)
P (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).

Lugo, Santander, Pontevedra, Palencia, Ávila, Córdoba, Jaén y Sevilla³² 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 dicho subregistro es real y cuál es un producto de la tardía edad media de casamiento. Se ha de recordar que la fecundidad retrospectiva, al

³² Todas ellas, más Valladolid, León, Orense y Coruña, presentan una paridez media excesivamente baja en los datos correspondientes a las mayores de 45 años; Lugo, Pontevedra, Santander, Palencia, Ávila y Sevilla, en las de 35-45 años; y Santander y Lugo en las de 25-34 años. El análisis de la regresión es poco significativo en las menores de 25 años, al estar muy condicionada la fecundidad acumulada por el calendario nupcial de las distintas provincias.

contrario que los otros dos indicadores, está afectada por el calendario de la nupcialidad al acortar el periodo potencial de exposición al embarazo³³.

Por el contrario, hay otras provincias con aparte sobredeclaración de hijos habidos, es decir, que sus mujeres declaran haber tenido mayor número de hijos nacidos vivos que los que se deducen los otros índices de fecundidad matrimonial. Es, sobre todo, el caso de Guipúzcoa, Ciudad Real, Murcia, Castellón, Madrid y las provincias catalanas³⁴ en la mayoría de los grupos de edad, así como de alguna otra (pocas) en grupos de edad concretos.

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

c) El Cuadro III 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 mayores de 35 años, obviamente de menor fecundidad acumulada. Ello se tradujo en un ligero descenso de la proporción de mujeres de baja paridez 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 subestimación es poco significativa a nivel 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.

³³ Aunque ello no es del todo cierto debido a la importancia histórica de la fecundidad extramatrimonial y las concepciones prenupciales en Galicia, los archipiélagos y algunas provincias marítimas andaluzas (Muñoz Pérez, 1995: 212-213).

³⁴ En efecto, Cataluña y Madrid deberían tener una fecundidad acumulada todavía menor que la que declaran tener. ¿Es esta paridez excesiva resultado de las incipientes migraciones desde zonas de mayor fecundidad? ¿o se debe a un subregistro 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 I).

Cuadro III. Paridez media (hijos totales, vivos y fallecidos) y distribución de las mujeres según hijos habidos en las cohortes de mujeres que tenían más de 34 años en 1920 y más de 45 en 1930. Datos provinciales y total nacional.

	1920					1930				
	hijos totales	hijos vivos	hijos fallec.	% 0-1 hijos	% >5 hijos	hijos totales	hijos vivos	hijos fallec.	% 0-1 hijos	% >5 hijos
ALAVA	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
AVILA	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
CACERES	5.04	2.94	2.10	16.08	42.65	5.54	3.15	2.38	10.35	47.67
CADIZ	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
CASTELLON	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
CORDOBA	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
GIRONA	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
GUADALAJAR	4.94	3.05	1.89	16.80	42.65	5.37	3.41	1.96	11.99	47.61
GUIPUZCOA	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
JAEN	4.47	2.91	1.57	23.31	35.76	5.44	3.11	2.33	16.29	47.94
LEON	4.83	3.23	1.60	18.82	40.64	5.52	3.58	1.94	11.52	47.85
LLEIDA	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
MALAGA	4.61	2.97	1.64	24.10	37.88	5.05	3.18	1.86	18.67	42.79
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 IV). Y ello no sólo respecto a la paridez media declarada (hijos totales, vivos y fallecidos), 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 IV. 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=).

	P hijos totales 1930	P hijos vivos 1930	P hijos fallec. 1930	% hijos fallec. 1930	% 0 hijos 1930
P hijos totales-1920	0.61 (.0001)	-	-	-	-
P hijos vivos-1920	-	0.67 (.0001)	-	-	-
P hijos fallec.-1920	-	-	0.77 (.0001)	-	-
% hijos fallec.-1920	-	-	-	0.84 (.0001)	-
% 0 hijos-1920	-	-	-	-	0.25 (.0002)
	% 1 hijo 1930	% 0-1 hijos 1930	% 0-3 hijos 1930	% >5 hijos 1930	% 8 y + hijos 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 presentan graves diferencias en los datos de 1920 respecto a los de 1930, no tanto por subdeclaración de hijos vivos como, sobre todo, de fallecidos, y ello a pesar de un gran déficit, en la primera, de mujeres infecundas; déficit que también presenta Ciudad Real, lo que provoca una significativa “inflación” de los datos de esta provincia en 1920. Pero más importante todavía es el caso de Guipúzcoa, con una paridez media excesivamente elevada 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 paridez media de 1920 (causado sobre todo por déficit de hijos fallecidos y de madres de alta paridez). 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 paridez 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, dado sus excesivamente bajos porcentajes de mujeres de nula o baja paridez respecto a los existentes en 1930. 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 ha permitido, multiplicando por 2,05³⁵, 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) para estimar 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 éste (Cuadro V).

A pesar del carácter transversal de los datos, su nivel de correlación con la paridez media calculada a partir de la pregunta sobre hijos nacidos vivos es bastante aceptable: el coeficiente de determinación “ r^2 ” entre el ISF de las mujeres no solteras y la paridez de la población femenina de 35-45 años es nada menos que 0,56 (para un nivel de significación $p= 0.0001$), aunque en los otros grupos de edad es menor³⁶.

El análisis de la regresión indica, por su parte, una importante sobredeclaración de la fecundidad acumulada en 1920 -¿o subregistro del ISF en 1922?- en Canarias, Guipúzcoa y Murcia en prácticamente todos los grupos de edad, así como de Santanter (sobre todo entre los 25 y 45 años), Cádiz (25-35 años), Ciudad Real (mayores de 45 años) y Palencia, provincia que presenta una paridez media excesiva entre 25-34 años y deficitaria a partir de los 45 años.

³⁵ Dado que usualmente nacen unos 105 niños por cada 100 niñas.

³⁶ Es 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, teniendo en cuenta que la fecundidad acumulada por estos dos grupos está muy determinada por el calendario nupcial.

Por el contrario, Córdoba, Jaén, Oviedo y, en menor medida, Granada, Albacete (25-35 años) y Ávila (35-45 años), 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 sesgos en los mismos sentidos en algunos de los test anteriores.

Cuadro V. Indicadores coyunturales de fecundidad elaborados a partir de la información recogida en el Registro Civil (año 1922). Datos provinciales y total nacional.

	TBR-1922	ISF-1922	Proporción mujeres solteras 46-50 años (1920)	ISF-1922 modificadas (mujeres no solteras)		TBR-1922	ISF-1922	Proporción mujeres solteras 46-50 años (1920)	ISF-1922 modificadas (mujeres no solteras)
ALAVA	2.30	4.72	0.879	5.37	LLEIDA	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
AVILA	2.68	5.50	0.956	5.75	MALAGA	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
CACERES	2.43	4.99	0.968	5.15	PALENCIA	2.63	5.39	0.946	5.70
CADIZ	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
CASTELLON	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
CORDOBA	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
GIRONA	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
GUADALAJAR	2.34	4.79	0.936	5.12	VALENCIA	1.67	3.41	0.920	3.71
GUIPUZCOA	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
JAEN	2.47	5.07	0.950	5.34	ZARAGOZA	2.11	4.32	0.921	4.69
LEON	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).

e) En el Cuadro VI se puede observar cómo la descendencia acumulada por las mujeres casadas pertenecientes a las distintas generaciones en la fecha censal del 31 de diciembre de 1920, tanto en las provincias catalanas como en el conjunto del Estado, es muy parecida tanto si se calcula por métodos retrospectivos como si se evalúa 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.

Cuadro VI. 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 Anna Cabré.

CATALUÑA						
Pregunta retrospectiva Censo 1920		Tasas longitudinales calculadas por Anna Cabré				
Generaciones	Descendencia acumulada (muj. alguna vez casadas)	Generaciones	Descendencia acumulada (todas las mujeres)	Proporción de muj. alguna vez casadas a 31-XII-1920	Descendencia acumulada (mujeres alguna vez casadas)	
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	

ESPAÑA						
Pregunta retrospectiva Censo 1920		Tasas longitudinales calculadas por Anna Cabré				
Generaciones	Descendencia acumulada (muj. alguna vez casadas)	Generaciones	Descendencia acumulada (todas las mujeres)	Proporción de muj. alguna vez casadas a 31-XII-1920	Descendencia acumulada (mujeres alguna vez casadas)	
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.

Ello creo que 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.

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 años³⁷- 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, de tal manera que, de poseer una fecundidad relativamente baja, pasaría a ser una de las provincias más prolíficas. Semejante debe de ser la subestimación de los datos canarios; sin embargo, se trata de un caso menos grave: continuaría siendo una de las provincias de mayor fecundidad. Por último, también los datos de Palencia son muy sospechosos de subdeclaración, 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 (calculo el excedente en torno al 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 “hinchadas”, aunque en menor magnitud que en la provincia vasca.

- Son más fiables, aunque susceptibles de matización al alza, las descendencias declaradas en Santander, Lugo, León, Ávila, Córdoba, Jaén y, tal vez, Granada. Es difícil evaluar el posible subregistro en estas tres provincias andaluzas, producto de un exceso 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 difícil asegurar la invalidez completa de estos datos y achacar exclusivamente el problema a una mala declaración de las mujeres censadas. En cualquier caso, se ratifica la baja fecundidad matrimonial relativa de las provincias de Andalucía occidental, presentando Huelva y Cádiz incluso una excesiva fecundidad declarada en algunos grupos de edad.

³⁷ 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, como esas dos provincias andaluzas, también Gerona, Lérida, Castellón o Madrid y Barcelona parecen experimentar una leve sobredeclaración de fecundidad en 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 nivel 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 establecer la existencia de un error 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 edad³⁸. Y no digamos ya en las provincias donde me he aventurado a señalar la existencia de un cierto error pero donde es imposible asegurar que tal irregularidad sea producto de un defecto en la recogida de la información y no una oscilación real experimentada por el indicador. Por ello creo más acertado, en este caso, trabajar con datos sin corregir pero con las precauciones necesarias, en las provincias que así lo exijan, a la hora de realizar las interpretaciones.

Como consecuencia lógica y final, la fiabilidad 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 vivos³⁹ publicados por el Censo de población de 1920- para el análisis del descenso de la fecundidad en nuestro país.

³⁸ Únicamente he osado evaluar el error en aquellas pocas provincias de déficit más visible y comparando los datos de las mismas cohortes en 1920 y 1930.

³⁹ Se habrá de tener siempre presente, sin embargo, las características diferenciadoras de algunos indicadores, como la paridez media por edad de la mujer, respecto a los índices de momento o de generación usualmente utilizados, a la hora de analizar la información proporcionada por las preguntas sobre hijos nacidos vivos.

Bibliografía.

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.

HAJNAL, J. (1953) "Age at Marriage and Proportion Marrying", publicado en *Population Index*, vol. 7, nº 2, pp. 111-136.

I.N.E. (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. I-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.

O.N.U. (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, nº 6, pp. 1007-1022.

TOULEMON, L. (1995) "Très peu de couples restent volontairement sans enfant", en *Population*, vol. 50, nº 4-5, pp. 1079-1109.