

La fecundidad de las generaciones españolas nacidas en la primera mitad del siglo xx.

Un estudio a escala provincial*

Daniel Devolder¹

Roser Nicolau²

Eva Panareda³

Resumen

En este trabajo hacemos un análisis exploratorio de una fuente poco utilizada para el estudio de los comportamientos demográficos provinciales: la pregunta en los censos sobre el número de hijos nacidos vivos que tuvieron las mujeres hasta ese momento. En un primer tiempo hacemos un análisis de la calidad de los resultados obtenidos con esta fuente de datos, para descartar o medir los sesgos que podrían afectar a los valores de los indicadores de fecundidad en relación con los de observación directa o continua a partir del registro civil. En un segundo tiempo, hacemos un análisis temporal de la progresión del control de la fecundidad, y de la coherencia territorial de las evoluciones, presentando pistas sobre las causas probables de los cambios detectados. El principal tipo de indicador utilizado es la probabilidad de agrandamiento para cada rango de nacimiento. Analizamos los valores de estos indicadores e introducimos un método de detección del control de la fecundidad a partir del patrón por rango de estas probabilidades.

Palabras claves: Fecundidad, generación, rango de nacimiento, control de la fecundidad, probabilidad de agrandamiento, España, provincias, siglo xx.

* El presente artículo se ha realizado en el marco del proyecto BSO2000-0477-*Población y migraciones en Cataluña. Estudio territorial, histórico y prospectivo*, financiado por el Ministerio de Ciencia y Tecnología. Programa Nacional de Promoción General del Conocimiento. Plan Nacional I+D+I 2000-2003. Una primera versión de este artículo fue presentada en el VII Congreso de la Asociación de Demografía Histórica (ADEH), celebrado en Granada en abril de 2004. Los autores se han beneficiado de los comentarios realizados por dos evaluadores anónimos que han mejorado los contenidos del artículo.

1 Centre d'Estudis Demogràfics, Edifici E-2, Universitat Autònoma de Barcelona. 08193 Bellaterra. E-mail: ddevolder@ced.uab.es

2 Departament d'Economia i d'Història Econòmica, Universitat Autònoma de Barcelona. E-mail: rnicolau@ced.uab.es

3 Centre d'Estudis Demogràfics, Universitat Autònoma de Barcelona. E-mail: epanareda@ced.uab.es

Summary

In this paper we do an exploratory analysis of regional fertility behaviours, using a data source still underutilized for that purpose, the results of the question asked to women in the census on the number of their live births. In the first part of the study we evaluate the quality of the results obtained with this data source, and discuss the possible biases in relation with comparable values obtained from civil registration data. In the second part, we analyse the progression of fertility control across cohorts and the spatial consistency of the time change. We discuss what could have been the causes of the observed changes. The main fertility indicator used is the cohort parity progression ratio for each birth order. We discuss the main patterns of values of these ratios found at the regional level and across cohorts. We also use an indirect method of detection of fertility control, based on the expected pattern of the parity ratios by order in a natural fertility population.

Keywords: Fertility, cohort, birth order, fertility control, parity progression ratio, Spain, region, Twentieth century.

Résumé

Dans ce travail, nous réalisons une analyse différentielle des comportements de fécondité régionaux. Nous utilisons les tabulations de la question posée aux femmes à l'occasion des recensements, sur le nombre d'enfants nés vivants. Dans la première partie, nous évaluons la qualité des résultats obtenus avec cette source, et nous discutons des possibles biais en rapport avec les données comparables issues du registre civil. Dans la seconde partie, nous analysons le progrès du contrôle de la fécondité entre générations et la cohérence régionale de son évolution temporelle. Nous discutons des causes possibles des changements observés. Le principal indicateur de fécondité utilisé est la probabilité d'agrandissement pour chaque rang de naissance. Nous analysons aussi la configuration des valeurs de ces probabilités à l'échelle régionale et leur évolution au fil des générations. Nous utilisons une méthode indirecte de détection du contrôle de la fécondité, basée sur la configuration attendue de ces probabilités dans une situation de fécondité naturelle.

Mots-clefs: Fécondité, génération, ordre de naissance, contrôle de la fécondité, probabilité d'agrandissement, Espagne, analyse régionale, xx^e siècle.

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de la evolución histórica de la fecundidad española a diferentes escalas territoriales, provincias o comunidades autónomas, está sometido a dos condicionantes que han dificultado los progresos en los años

recientes. Por un lado, hay lagunas importantes en la publicación de los datos oficiales de nacimientos por edad de los padres a escala provincial y, por el otro lado, los resultados del proyecto sobre la transición de fecundidad a escala europea, coordinado desde la Universidad de Princeton, tienden todavía a apabullar a los estudiosos (Coale y Watkins 1986).

En este trabajo usamos una fuente alternativa para el estudio de la fecundidad en España, que puede servir para analizar las diferencias a nivel provincial y su evolución en el tiempo. Pretendemos suplir así en parte las carencias de las estadísticas oficiales de nacimientos. Estas estadísticas permiten reconstruir la fecundidad por edad en distintos períodos y generaciones para el conjunto de España a lo largo del siglo xx (Saez, 1979), no obstante el Instituto Nacional de Estadística no publicó los datos de nacimientos por edad de los padres a escala provincial para el periodo 1920-1974, y muy pocos estudiosos han podido tener acceso a las tabulaciones manuscritas (Cabré, 1999). Esperemos que lleguen a publicarse estos datos, pero incluso en este caso, el uso de estas tabulaciones tendría una limitación importante desde nuestro punto de vista, la de carecer del detalle de los rangos de nacimiento. Por lo cual tiene sentido ver si, con la fuente alternativa que usaremos, es posible estudiar con más detalle el proceso de modernización de los comportamientos de fecundidad durante este siglo, de lo que sería posible con los datos del movimiento natural.

La fuente que aquí se ha utilizado es la tabulación de las respuestas a la pregunta sobre el número de hijos nacidos vivos que se introdujo en España en el censo de 1920, y que se repitió en los censos de 1930, 1970, 1981 y 1991. Concretamente hemos utilizado en este trabajo los datos de los censos de 1970 y 1991. Descartamos la información de los censos de 1920 y 1930, porque en la distribución del número de hijos según la edad de la madre, las mujeres de 45 años y más están agrupadas, lo que dificulta un estudio de las diferencias entre generaciones como el que pretendemos hacer. Tampoco utilizamos los datos del censo de 1981, porque los resultados se solapan totalmente con los datos de 1970 y 1991, y también por algunas dudas que teníamos sobre la coherencia interna de los datos de este censo.

Con esta fuente de datos de tipo retrospectivo, calculamos las probabilidades de agrandamiento, introducidas por Henry (1953), para las generaciones femeninas y por provincia. Estas probabilidades permiten estimar el nivel de la fecundidad por rango y su combinación permite calcular la descendencia final de las generaciones. A nuestro entender

el análisis de los valores de estos índices permite alcanzar resultados que no se pueden obtener con los indicadores de Princeton. En efecto estos últimos proporcionan estimaciones del nivel de la fecundidad total y legítima así como el nivel de la nupcialidad, con un grado de aproximación muy aceptable. El uso principal de estos indicadores, en el marco del proyecto de Princeton, fue establecer el período a partir del cual empezó la difusión del control de la fecundidad. Pero estos indicadores tienen limitaciones importantes para este fin: la principal es que miden la fecundidad en términos agregados, cuando el control de la fecundidad en general afecta más a ciertos rangos que a otros; otra limitación es que no permiten detectar de forma directa los efectos del uso de la contracepción sobre el nivel de la fecundidad. Así el criterio principal utilizado en el marco de este proyecto, es el descenso de un 10% o más en el nivel del indicador de fecundidad legítima, a partir del año que corresponde al nivel más alto registrado desde el inicio de la serie. Esto obliga a disponer de una serie temporal con al menos dos observaciones en las que la fecundidad legítima sea estable y elevada, antes del descenso. Además es imposible afirmar que la caída observada no fue precedida por un declive anterior al período en el que aparecen las fuentes estadísticas modernas. Esta limitación es especialmente problemática porque en muchos países el declive de la fecundidad estaba en marcha, o bien estaba empezado en el momento en el que se publicaron las estadísticas demográficas necesarias para el cálculo de los indicadores de Princeton. Otra limitación significativa de estos indicadores es que utilizan un enfoque de período, cuando un enfoque por generación parece el más adecuado para detectar un proceso de difusión del control de la fecundidad. En efecto, los indicadores de Princeton reflejan el nivel medio de la fecundidad de todas las generaciones en edad fértil en cada momento, y no permiten un estudio separado de cada generación. Es una limitación importante, porque en general los procesos de difusión de comportamientos nuevos suelen afectar más a algunas generaciones que a otras, y en particular las generaciones más jóvenes suelen ser las primeras en experimentar los cambios.

En comparación, las probabilidades de agrandamiento permiten detectar de forma directa los efectos del uso de métodos de control de la fecundidad, puesto que el patrón por rango de la fecundidad es indicativo de la presencia de control, de la misma manera que el patrón por edad de la fecundidad legítima se puede utilizar para comprobar la existencia y medir la intensidad del control (Coale y Trussel, 1974; Ryder, 1986; David y Sanderson, 1990; Okun, 1994). Otro interés de los datos

retrospectivos es que permiten estudiar la fecundidad de las generaciones, lo que como hemos señalado, es especialmente apropiado para la observación de la difusión de los comportamientos, que tiende a producirse más en unas generaciones que otras.

2. VALIDACIÓN DE LOS DATOS

Pero estos datos presentan también problemas, debido al hecho de que se trata de una información de tipo retrospectiva, para las mujeres residentes en cada provincia en el momento del censo, y no una fuente de datos de tipo continua, que permita seguir la fecundidad en el momento y lugar que se han producido los nacimientos. Otro inconveniente, y al revés de lo que comentábamos para los indicadores de Princeton, es que al tratarse de datos de tipo longitudinal, es más difícil establecer relaciones con cambios rápidos del entorno social, como los que se producen durante una guerra o una fase de crecimiento económico acelerado o de depresión. Otra clase de problema, esta vez relacionado con el uso que vamos a hacer de aquella fuente, es que en las publicaciones de los censos, no se elaboraron tabulaciones por separado de las mujeres según la edad al matrimonio, lo que crea dificultades para la aplicación de métodos de detección del grado de control de la fecundidad. Se puede suplir en parte esta deficiencia con el uso de la Encuesta Sociodemográfica del año 1991, pero con el inconveniente de que con esta fuente alternativa es más difícil trabajar a un nivel provincial, debido a los problemas de representatividad de los resultados obtenidos a esta escala territorial.

La utilización de las tabulaciones de hijos nacidos vivos para un estudio de la fecundidad a nivel provincial plantea problemas y dudas acerca de los resultados. En efecto tratándose de una fuente retrospectiva, los resultados podrían estar afectados por distintos sesgos:

- errores en los datos, porque el número de hijos vivos declarado es incorrecto, generalmente debido a la omisión de los hijos muertos en los primeros meses, o bien a una confusión entre la respuesta «sin hijos» y «no contesta».
- efectos de selección por la mortalidad diferencial de las mujeres por estado civil o por número de partos.
- efectos de selección por las migraciones, ya que podríamos tener migraciones de provincias con alta fecundidad a provincias con

baja fecundidad o a la inversa, algo que no podemos corregir con los datos de que disponemos, ya que las tabulaciones son para las mujeres residentes en cada provincia en el momento del censo.

- efectos aleatorios debido a los efectivos reducidos de las poblaciones provinciales, teniendo en cuenta que trabajamos con grupos de mujeres clasificadas por estado civil, edad y paridad.

Estos problemas o sesgos, ya han sido estudiados, tanto para los datos censales de España, por ejemplo, (Recaño y Luxan, 1997), (Gil Alonso, 1997), como de otros países, en particular (Morgan, 1991) para los Estados Unidos. Para comprobar la calidad de los datos y determinar la incidencia posible de estos sesgos, hemos utilizado dos fuentes alternativas, en primer lugar los datos del registro civil y en segundo lugar los datos de la encuesta sociodemográfica de 1991 (ESD) que permite separar las mujeres según el lugar de nacimiento y de residencia.

2.1. Calidad de los datos del censo y búsqueda de un posible sesgo por mortalidad diferencial

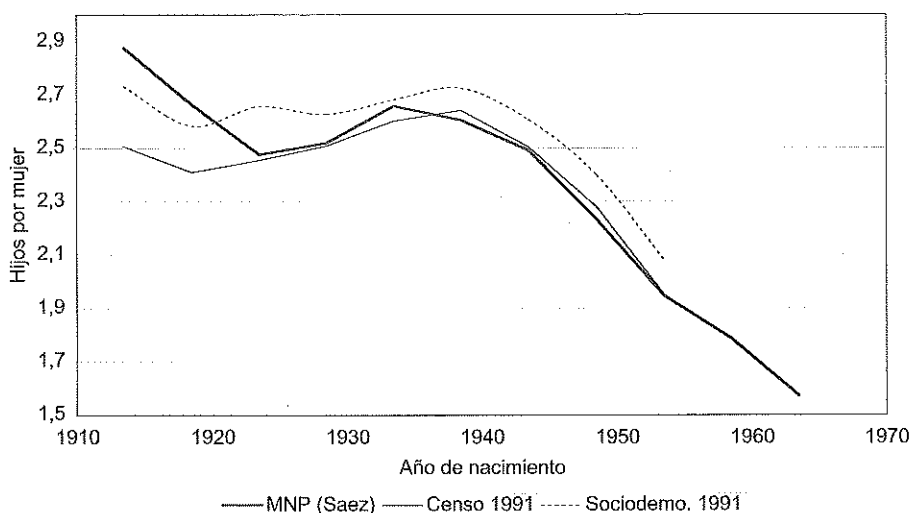
Si se compara la descendencia final de las generaciones calculadas a partir de datos retrospectivos (el Censo de 1991 y la encuesta sociodemográfica de 1991, abreviada por ESD a continuación) con los datos del registro civil, se puede observar la buena concordancia entre los datos de las series para las mujeres nacidas después de 1925 (Gráfico 1). En cambio la fecundidad de las mujeres nacidas antes de este año, es decir las que tenían más de 70 años en el momento del Censo, subestima el valor del registro civil, lo que se explica probablemente porque, para una parte de estas mujeres, se declararon solamente los hijos vivos o conocidos por el informante, descartando por ejemplo los hijos muertos en los primeros años de vida.

No obstante se puede también observar con este mismo gráfico que la serie de fecundidad de la ESD está en torno a un 5 % por encima de los valores de la serie del Censo y del registro civil, lo que corresponde como lo veremos más adelante a un defecto sistemático de esta encuesta, para la cual el peso de las mujeres sin hijos parece haber sido subestimado.

Entonces uno puede afirmar, en función de los datos de este gráfico, que las respuestas a la pregunta del Censo de 1991 son correctas para las mujeres menores de 70 años. A su vez esta constatación permite en primera aproximación descartar un efecto de selección por mortalidad entre mujeres según su nivel de fecundidad: una mayor mortalidad de las madres que de las mujeres sin hijos, o bien un riesgo de mortalidad función del número de partos produciría una desviación creciente con respecto de los datos del registro civil, cuando lo que se observa es un cambio brusco a partir de 70 años. El mismo razonamiento se puede aplicar para descartar un efecto de selección por mortalidad entre mujeres según el estado matrimonial. En todo caso esta comparación lleva a descartar el uso de los datos de mujeres ancianas para estimar el nivel de la fecundidad de su generación.

GRÁFICO 1

*Fecundidad total de las generaciones españolas
según los datos del Censo de 1991, de la encuesta sociodemográfica de 1991
y los datos de los registros civiles*



FUENTE: Elaboración propia de los datos del Censo y de la ESD de 1991. Para los datos de los registros civiles (publicados en el Movimiento Natural de la Población o MNP), estimaciones de Sáez (1979) completados con las tasas de fecundidad por edad del INE para los años recientes.

2.2. Análisis del sesgo introducido por las migraciones

Los efectos de las migraciones sobre los indicadores de fecundidad calculados se deben a la posibilidad de que una parte de las mujeres que vivían en una provincia en el momento del censo pudieron haber tenido sus hijos en otra provincia, lo que puede producir diferencias entre los valores de fecundidad calculados con el Censo, y los que se podrían calcular a partir de los datos continuos del registro civil. Por ejemplo más de la mitad de las mujeres de entre 45 y 80 años de edad que residían en 1991 en una provincia de las Comunidades Autónomas de Cataluña, Madrid y del País Vasco, nacieron en otra provincia (datos del Cuadro 1). Si estas mujeres inmigraron desde una provincia de mayor o menor fecundidad, esto tenderá a producir un sesgo en la medición de la fecundidad de la provincia de destino, siempre que estas mujeres se hayan desplazado con parte de su descendencia ya realizada. En general el sesgo más problemático se daría en el caso de desplazamientos de mujeres de 35 años y más, es decir que han tenido gran parte de su descendencia en una provincia, por ejemplo de alta fecundidad, y residen en otra, por ejemplo de baja fecundidad, en el momento del censo. Si al contrario la migración se ha producido antes del nacimiento de los hijos, entonces los valores de fecundidad calculados con el censo serán similares a los que obtendríamos con los datos del registro civil. Se pueden encontrar datos sobre la edad de llegada a la provincia de residencia de nuevo con la ESD de 1991. Se observa que, para las mujeres españolas nacidas entre 1906 y 1936 que no residían en 1991 en su provincia de nacimiento, y que habían llegado a su provincia actual de residencia antes de la edad de 65 años, la proporción de las que llegaron antes de los 20 años es inferior a 30%, y más de la mitad llegaron entre 20 y 40 años.

Se puede apreciar la magnitud del problema planteado si se compara la descendencia final de mujeres inmigrantes con mujeres nativas en dos comunidades autónomas como Cataluña y el País Vasco que han pasado por un intenso proceso inmigratorio. Vemos en el Gráfico 2 que hay diferencias importantes entre la fecundidad de mujeres nativas y inmigrantes, especialmente en el caso de Cataluña, región en la que se inició de forma precoz el proceso de transición de fecundidad, como lo veremos más adelante. Esto se explica en gran parte por el hecho de que la descendencia final de las mujeres nacidas en una provincia de Cataluña es notablemente inferior, cuando la fecundidad de las inmi-

grantes en Cataluña es similar a la de las mujeres del País vasco, nativas o inmigrantes (el caso de otras comunidades autónomas con un fuerte componente inmigratorio, como la Comunidad de Madrid, es similar al del País vasco: las diferencias entre la fecundidad de las mujeres nativas y inmigrantes es siempre inferior a 10%, cuando sobrepasa 25% en Cataluña).

CUADRO 1

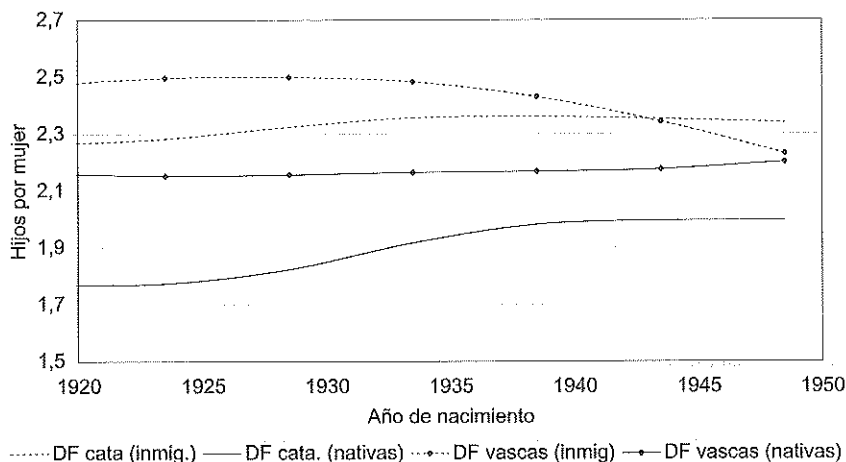
Efecto de las migraciones sobre el efectivo de las mujeres nacidas entre 1911 y 1945, entrevistadas en el año 1991 en la encuesta sociodemográfica, por comunidades autónomas.

<i>Comunidad autónoma</i>	<i>Efecto de la inmigración (proporción de mujeres residentes nacidas en otra provincia)</i>	<i>Efecto de la emigración (proporción de la mujeres nacidas en la provincia que residen en otra)</i>
Andalucía	17	39
Aragón	29	39
Asturias (Principado de)	9	29
Baleares	31	5
Canarias	10	6
Cantabria	16	31
Castilla la Mancha	10	51
Castilla y León	18	48
Cataluña	57	17
Comunidad valenciana	34	13
Extremadura	9	50
Galicia	14	18
La Rioja	19	34
Madrid (Comunidad de)	67	15
Murcia (Región de)	12	30
Navarra (C. foral de)	22	27
País vasco	51	20

FUENTE: Elaboración propia de los datos de la Encuesta Sociodemográfica (ESD) de 1991.

GRÁFICO 2

Descendencia final por generación en Cataluña y en el País Vasco, según la provincia de nacimiento (nativas o inmigrantes).

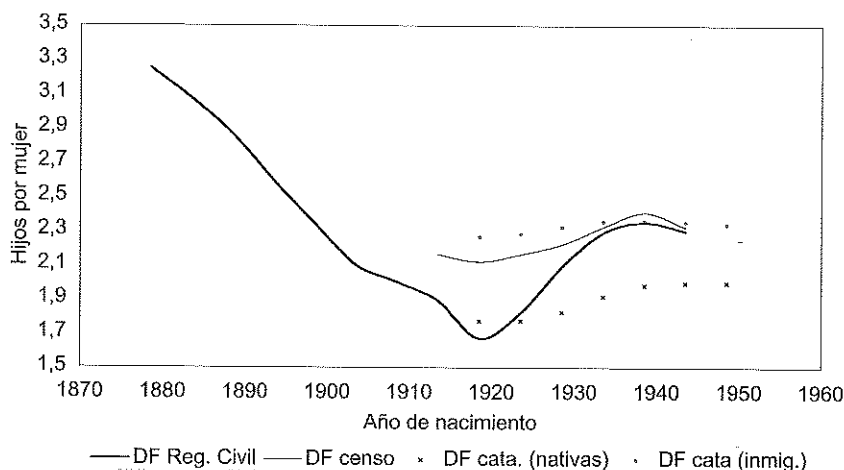


NOTA: **DF cata (inmig.)** es la descendencia final de las mujeres residentes en Cataluña en 1991 que nacieron en otra provincia que la de residencia. **DF cata (nativas)** es la descendencia final de las mujeres que residían en Cataluña en 1991 y nacieron en la provincia de residencia. **DF vascas (inmig.)** y **DF vascas (nativas)** son la descendencias finales correspondientes para el País vasco (elaboración propia de los datos de la ESD de 1991).

Conviene entonces explorar las consecuencias de este sesgo por la inmigración, sobre todo en el caso catalán, y determinar en qué medida nuestras estimaciones del nivel de fecundidad por generación se desvían del nivel que se puede registrar a partir de los datos continuos del registro civil (de que, conviene recordarlo, no disponemos para el conjunto de las provincias). Es lo que nos permiten hacer los datos del Gráfico 3, en el que se comparan para Cataluña los niveles de la descendencia final de las generaciones calculados con datos continuos, del registro civil, o con datos retrospectivos, censo o ESD. Observamos un claro sesgo debido a la inmigración, con una desviación creciente del nivel de fecundidad observado y estimado por el censo, entre las generaciones nacidas en los años 1940 y las nacidas en los años 1920. La explicación de este sesgo es triple: en primer lugar la intensidad de la inmigración fue mayor para las generaciones de los años 1920; pero en segundo lugar, cuando comparamos mujeres de 70 años con mujeres de 50 años en el mismo momento, es lógico que la proporción de las nativas sea mayor para las más jóvenes, porque hay una diferencia de 20 años de edad durante los cuales siguen llegando nuevas inmigrantes; finalmente las mujeres nacidas en los años 1940 llegaron a su provin-

GRÁFICO 3

Comparación entre la fecundidad de las generaciones calculada con datos continuos y retrospectivos para Cataluña.



NOTA: DF Reg. civil es la descendencia final calculada a partir de los datos continuos de nacimientos por edad, por Cabré (1999). DF censo es la descendencia final calculada a partir de los datos retrospectivos del censo de 1991. DF cata (nativas) y DF cata (inmig.) son las descendencias finales de mujeres residentes en Cataluña en 1991, nacidas la provincia de residencia o bien nacidas en otra provincia, según una elaboración propia de los datos de la ESD.

cia actual de residencia a una edad inferior en comparación con las nacidas en los años 1920, en gran parte porque las primeras incluyen las hijas de las inmigrantes de las generaciones más antiguas.

Los datos del Gráfico 4 permiten completar este análisis comparativo, con la constatación de que las diferencias de fecundidad entre mujeres nativas y inmigrantes en Cataluña eran especialmente elevadas para el segundo y sobre todo el tercer hijo, lo que es indicativo de que la difusión del uso de métodos anticonceptivos era mayor para las nativas (el método de cálculo de estos indicadores esta detallado en la sección siguiente).

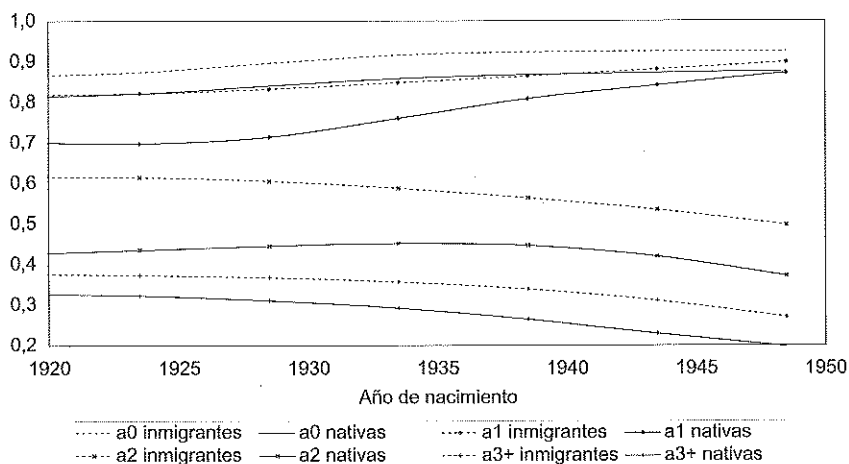
Se constata que en las regiones de fuerte inmigración analizadas, la fecundidad de las mujeres inmigrantes era superior a la de las nativas, diferencia especialmente importante en el caso de Cataluña. Entonces hay ciertamente un sesgo por la migración, en las provincias en la que hay una fuerte inmigración, y para las cuales las mujeres inmigrantes tienen una fecundidad distinta a la de las nativas. En el caso de las provincias de Cataluña, que son las están más afectadas, este sesgo consiste en una sobre estimación del nivel de la fecundidad total y por rango para las mujeres de más

edad en el momento del censo, y una desviación que se va reduciendo para las mujeres más jóvenes hasta anularse para las mujeres nacidas a partir de los años 1940. Este sesgo o desviación lleva a valores de la fecundidad a partir del censo superiores a los que se calcularían en base a los datos continuos del registros civiles. Para las cuatro provincias de Cataluña lleva a exagerar el nivel de fecundidad de las generaciones de más edad, y por lo tanto no permite una apreciación correcta de cual fue la evolución de la fecundidad de generación a generación. En el caso concreto de Cataluña, por ejemplo, hace muy difícil calibrar el efecto del aumento de la fecundidad que corresponde a los años del *baby boom* a partir de los años 1950.

En conclusión de este apartado, se puede decir que los valores de la fecundidad calculados gracias al censo no presentan un sesgo importante con respecto de los que se podrían calcular con el registro civil, con la excepción de las provincias de Cataluña, donde el peso de la inmigración y la diferencia del nivel de la fecundidad entre nativas y inmigrantes hacen que los valores del censo sobreestiman el nivel real de fecundidad de las generaciones nacidas en los años 1920 y 1930, y a en concreto la intensidad para el segundo y el tercero rango.

GRÁFICO 4

Diferencias de fecundidad entre mujeres nativas y inmigrantes en Cataluña:
probabilidades de agrandamiento por generación.



NOTA: Elaboración propia de los datos de la ESD de 1991. Las probabilidades de agrandamiento miden la proporción de mujeres con un determinado número de hijo que tienen un hijo más. La probabilidad a_0 es la proporción de mujeres con al menos un hijo; a_1 es la proporción de mujeres con un hijo que tuvieron al menos un segundo; a_2 es la proporción de mujeres con dos hijos que tuvieron un tercero; a_{3+} es la proporción de mujeres con 3 hijos y más que tuvieron un hijo más.

3. LOS INDICADORES DE FECUNDIDAD POR RANGO Y POR ESTADO CIVIL

Los indicadores de fecundidad utilizados en este trabajo son las probabilidades de agrandamiento de la fecundidad de las generaciones. Miden la proporción de mujeres con un determinado número de hijos que han tenido uno más. Estas probabilidades se pueden combinar de manera a calcular la descendencia final de la siguiente manera, como lo mostró Henry (1953):

$$DF = a_0 + a_0 \cdot a_1 + a_0 \cdot a_1 \cdot a_2 + \dots$$

Como se puede observar, esta fórmula se presenta como una suma abierta. Obviamente no se puede tener un número infinito de hijos, y además no es aconsejable calcular las probabilidades de agrandamiento de rango superior cuando los efectivos de mujeres no son muy elevados, como es el caso para muchas provincias. Por lo cual es mejor utilizar una fórmula cerrada, con una suma finita de probabilidades e hijos. Esto lleva a calcular una probabilidad final de agrandamiento a_{r+} que mide la proporción de mujeres con r o más hijos que tuvieron un hijo más. La fórmula anterior se transforma entonces, como se muestra en Devolder (1994), en, si se decide interrumpir el cálculo a partir del rango dos y más:

$$DF = a_0 + a_0 \cdot a_1 + a_0 \cdot a_1 \cdot a_{2+} / (1 - a_{2+}) = a_0 + a_0 \cdot a_1 / (1 - a_{2+})$$

Los pasos concretos del cálculo de estas probabilidades de agrandamiento, de tipo a_r o de tipo a_{r+} , se presentan en el Cuadro 2. Como se observa, la columna [9] presenta el valor de las probabilidades finales desde el rango uno y más hasta el rango 8 y más, por lo cual es posible cerrar la fórmula de cálculo de la descendencia final al rango que sea el más conveniente.

Es también importante comentar el hecho de que los censos no proporcionaron siempre el mismo detalle de información en las tabulaciones de las mujeres según el número de hijos nacidos vivos. Así el Censo de 1991 presenta las tabulaciones tanto para el total de las mujeres, como por estado civil, cuando en los censos anteriores las mujeres solteras estaban excluidas. Entonces el censo de 1991 es el único que permite un cálculo directo de la descendencia final total. No obstante hay una relación estrecha entre los valores de esta última y los de la fecundidad de las mujeres casadas alguna vez, como se puede observar en el Gráfico 5 para la primera probabilidad de agrandamiento. De hecho se puede observar de forma general que, como se explica en Devolder (1994):

CUADRO 2

El cálculo de las probabilidades de agrandamiento: ejemplo a partir de los datos de la generación 1921-25 en el Censo de 1991.

Número de hijos	Efectivos de mujeres	Efectivos en ‰	Niños por 1000 mujeres	DF_r (en ‰)	a_r	Niños a partir del rango (por 1000 mujeres)	DF_{r+} (en ‰)	a_{r+}
[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
Total	976.062	1.000						
0	192.838	198	0	1.000	0.802	2.471	2.471	
1	141.724	145	145	802	0.819	2.471	2.471	0.675
2	229.091	235	469	657	0.643	2.326	1.669	0.606
3	168.786	173	519	423	0.591	1.857	1.012	0.582
4	103.492	106	424	250	0.575	1.338	589	0.576
5	58.741	60	301	144	0.581	914	340	0.577
6	33.704	35	207	83	0.586	613	196	0.575
7	19.044	20	137	49	0.601	406	113	0.566
8	11.856	12	97	29	0.586	269	64	0.540
9+	16.786	17	172	17		172	34	

NOTA: [1]: número de hijos o rango de nacimiento; [2]: efectivos de mujeres de la generación en el censo de 1991 que declararon haber tenido el número de hijos nacidos vivos indicado; [3]: columna anterior expresada en ‰ del total de mujeres de la generación; [4]: total de niños para 1000 mujeres, según el tamaño de la familia ([1] multiplicado por [3], menos para el rango 9 y más, donde el cálculo se basa en el número real de hijos); [5]: DF_r : descendencia final del rango, calculada a partir del cúmulo de abajo hacia arriba de [3]; [6]: a_r : probabilidad de agrandamiento a partir del rango r , calculada dividiendo dos valores consecutivos de [5], a saber DF_{r+1} / DF_r ; [7]: número de niños a partir del rango indicado, calculado a partir del cúmulo de abajo hacia arriba de [4]; [8]: DF_{r+} : descendencia final de rango r y más, calculada restando a la cifra de la columna [7] el valor de la descendencia final [5] del mismo rango multiplicado por el rango inferior: $DF_{r+} = [7]_r - [5] \cdot (r-1)$; [9]: a_{r+} : probabilidad de agrandamiento de rango r y más, calculada dividiendo dos valores consecutivos de [8], a saber $DF_{(r+1)+} / DF_{r+}$.

- La primera probabilidad de agrandamiento a_0 para el total de las mujeres es aproximadamente igual a esta misma probabilidad para las mujeres alguna vez casadas, multiplicada por uno menos la proporción de solteras, ya que la fecundidad de estas últimas es poco significativa.
- La probabilidad a_0 tiene el mismo valor para las mujeres casadas alguna vez y para las mujeres todavía casadas a los 50 años,

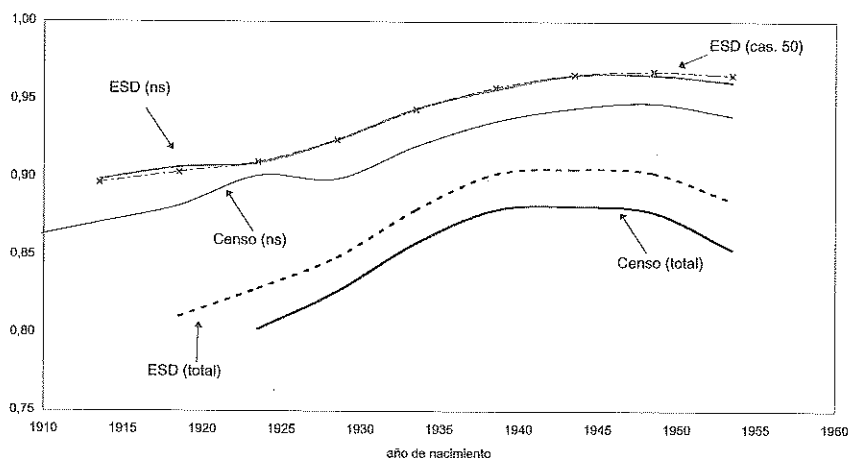
lo que significa que para el periodo analizado, las rupturas de matrimonio por la defunción del marido no afectan el nivel de fecundidad.

- Las probabilidades de agrandamiento de rango superior, a partir de a_1 , tienen un nivel muy parecido para los tres colectivos: total de las mujeres, mujeres algunas vez casadas y mujeres todavía casadas a los 50 años.

Un otro punto que conviene mencionar es que, tal como se aprecia en el gráfico 5, los datos de la Encuesta Sociodemográfica sobrestiman el valor de la fecundidad de rango un. En cambio hemos podido constatar que no existe este problema para los rangos superiores.

GRÁFICO 5

Evolución de la probabilidad de agrandamiento a_0 según los censos o la ESD, por generación y estado civil.



NOTA: **Censo (total)**: valor de a_0 para el total de las mujeres, según el censo de 1991; **ESD (total)**: ídem, según la Encuesta Sociodemográfica (ESD) de 1991; **Censo (ns)**: valor de a_0 para las mujeres casadas al menos una vez, es decir no solteras, según los censos de 1970 y 1991; **ESD (ns)**: ídem, según la ESD de 1991; **ESD (cas. 50)**: valor de a_0 para las mujeres casadas a los 50 años, según la ESD de 1991 (elaboración propia de los datos de los censos y de la ESD).

4. EVOLUCIÓN DE LA FECUNDIDAD POR RANGO Y DE SU DISPERSIÓN PROVINCIAL

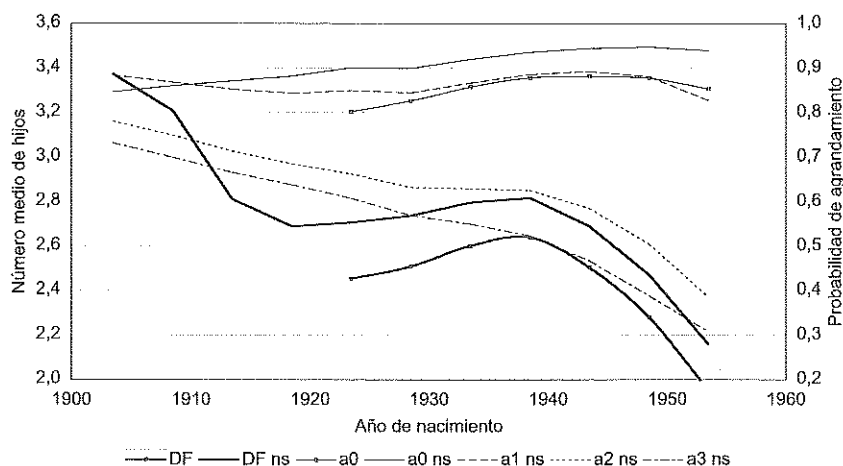
El gráfico 6 relaciona la evolución de la fecundidad total de las generaciones con sus componentes por rango, evaluados con las probabilidades de agrandamiento, que indican, entre las mujeres que tuvieron n hijos, la proporción de ellas que tuvieron un hijo más. La fecundidad total esta medida con la descendencia final, calculada aquí para todas las mujeres y para las mujeres casadas al menos una vez, es decir no solteras (ns). La diferencia entre ambas es debida al nivel de la soltería, y concretamente al hecho de que cerca del 10% de las mujeres no se casaron nunca y por regla general, no tuvieron hijos. Para la fecundidad por rango, el indicador para el primer hijo esta también medido para el total de las mujeres (a_0) y para las mujeres casadas al menos una vez ($a_0 ns$). De nuevo la diferencia entre estas dos proporciones de mujeres que tuvieron al menos un hijo se explica en gran parte por la soltería, pero para las generaciones más antiguas, la viudedad jugó también un papel significativo, tal como veremos más adelante. En cambio, no presentamos por separado los valores de los indicadores de los rangos superiores, para el total de las mujeres y las mujeres no solteras, es decir la proporción de mujeres con un hijo que tuvieron un segundo (a_1) y las proporciones similares para las mujeres con dos o tres hijos que tuvieron al menos un hijo más (a_2 y a_3). La razón es que los valores de estas probabilidades son muy parecidos para los dos conjuntos de mujeres y representamos solamente una curva.

Observamos en el gráfico que la evolución a largo plazo de las descendencias finales está explicada por la evolución de a_2 y a_3 , es decir las probabilidades asociadas con el tercer y cuarto hijos. En cambio las probabilidades de tener un primer y un segundo hijo aumentaron de forma casi continua de generación en generación, y solo empezaron a disminuir recientemente, en las mujeres nacidas en la década de 1950. Se observa también que la proporción de mujeres que tienen al menos un hijo aumenta desde las primeras generaciones y se acerca al máximo biológico en las generaciones nacidas en los años 1940.

Esta evolución contrapuesta de la fecundidad por rango, con un aumento para los rangos inferiores y un descenso a partir del tercer hijo, confirma la validez de nuestras hipótesis iniciales, que nos llevaban al reemplazo de indicadores globales como los de Princeton, para estudiar los procesos de cambio, en este caso de progresivo control de la fecundidad.

GRÁFICO 6

Evolución de la descendencia final y de la probabilidades de agrandamiento por generación, para el conjunto de España.



NOTA: DF: descendencia final; a_0 , a_1 , a_2 , a_3 : probabilidades de agrandamiento sucesivas; ns: mujeres no solteras (casadas al menos una vez). Elaboración propia de los datos de los censos de 1970 y 1991.

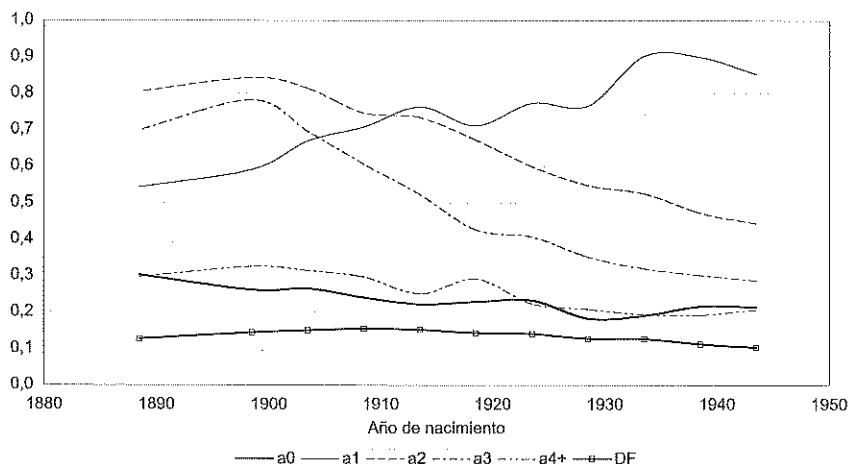
Como introducción al estudio territorial, podemos examinar primero la dispersión provincial de estos indicadores (Gráfico 7). En primer lugar es remarcable la tendencia a la mayor homogeneidad para todas las probabilidades menos la segunda, que indica la proporción de mujeres que teniendo un hijo progresan hacia el segundo. Otra evolución destacable es el aumento de la dispersión para las probabilidades de rango superior entre las generaciones nacidas a finales del siglo XIX. Esta mayor dispersión se explica por un desfase cronológico entre provincias de la extensión del control de la fecundidad, que afectó sobre todo a estos rangos. Las familias de algunas provincias se adelantaron en la limitación de la fecundidad, lo que provocó un aumento de las diferencias a nivel territorial, que se redujeron luego, cuando se generalizaron estos comportamientos de limitación de la descendencia a un número mayor de familias en todo el territorio.

De forma general, lo que sugiere la evolución de los indicadores de intensidad de la fecundidad así como los su dispersión, es la progresiva marcha hacia una mayor homogeneidad de los comportamientos, tanto entre las mujeres como a nivel territorial. En primer lugar podemos hablar de una mayor igualdad entre mujeres, porque la pri-

mera maternidad (o a_0) es muy elevada en las generaciones más recientes, y además hay una marcada reducción de las diferencias entre las provincias. En segundo lugar, observamos tanto a nivel nacional como provincial una reducción de las diferencias en el tamaño de las familias. Debido al descenso rápido de las probabilidades para los rangos superiores a tres, se reduce el peso de las familias de 3 o más hijos y las familias numerosas desaparecen progresivamente, en beneficio de las familias de uno y dos hijos. Pero este mecanismo de mimetismo o de normalización de los comportamientos encuentra una excepción notable en la proporción de madres que tuvieron al menos un segundo hijo, puesto que las diferencias a nivel territorial que eran ya notables para las generaciones nacidas a finales del siglo XIX, se ampliaron de forma considerable durante el siglo XX. Como lo veremos más adelante esto se explica por la presencia de un grupo de provincias en las que el modelo de familia de hijo único atraía a un sector amplio de la población.

GRÁFICO 7

Dispersión de la fecundidad total y por rango: coeficientes de variación provincial de la descendencia final y de las probabilidades de agrandamiento.



NOTA: Todos los valores son para las mujeres casadas al menos una vez. Los coeficientes de variación, es decir la desviación estándar dividida por la media, están calculados a partir del logit de las probabilidades.

5. LA INFECUNDIDAD

5.1. Evolución a escala nacional

Las series del Gráfico 8 muestran la evolución de la infecundidad de las generaciones españolas nacidas a finales del siglo XIX hasta las generaciones nacidas en la década de 1950. El indicador utilizado es la proporción de mujeres que no tienen hijos al final de su vida fértil. Esta proporción es el complemento a uno de la proporción de mujeres que tuvieron al menos un hijo antes del final de su vida fértil, en torno a los 50 años (el indicador a_0). Observamos que la infecundidad era elevada en las generaciones nacidas a finales del siglo XIX y principios del siglo XX. Entre un 25 y un 30% de estas mujeres no tuvieron ningún hijo, lo que contrasta singularmente con la situación de las mujeres nacidas durante los años 1940, para las cuales esta proporción se redujo hasta un 12%. Esta infecundidad elevada, entre las mujeres que tuvieron los hijos en el periodo de entreguerras, puede en un principio sorprender. Pero esto no fue un fenómeno exclusivo de las mujeres españolas, puesto que los niveles de infecundidad en Estados Unidos y en Australia eran para aquellas generaciones similares, y fueron en general muy elevados en todos los países occidentales, como lo muestran por ejemplo (Morgan, 1991; Rowland, 1998; Devolder y Merino, 2004).

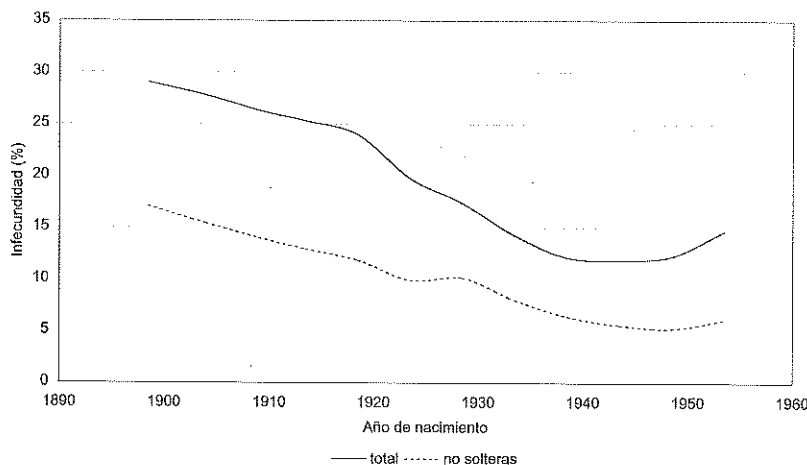
La explicación de la elevada infecundidad en parte remite en el caso español a la baja nupcialidad y a la elevada mortalidad adulta. Estos factores se pueden apreciar gracias a los datos del Gráfico 9. La proporción de solteras a los 50 años alcanzaba un 15% en las generaciones nacidas a principios del siglo XX. Como la fecundidad de estas mujeres era muy reducida (sus nacimientos representaban menos del 1% del total de los nacimientos de la generación), la soltería llevaba a una reducción en la misma proporción del nivel de la fecundidad. Otro factor a tener en cuenta, esta vez para la infecundidad de las mujeres casadas alguna vez, es la mortalidad del conyugue. La proporción de mujeres que permanecen casadas a los 45 años, es decir con el marido en vida a aquella edad, alcanzaba el 72% del total de mujeres en las generaciones nacidas a principios del siglo XX. Esto significa que, por diferencia y una vez restada la soltería, en torno al 15% de las mujeres de estas generaciones eran viudas o estaban separadas de su marido al final de su vida fértil. Esta proporción se redujo al 5% para las mujeres nacidas hacia 1920. La proporción de viudas al final de la vida fértil no influ-

ye de forma tan importante en la proporción de infecundidad, como es el caso de la soltería, puesto que para que así sea, la defunción del marido se tendría que producir antes de la primera concepción, lo que no es el caso en muchas ocasiones. Así una proporción de viudas del 15% seguramente no explicará más de un o dos puntos de los 15% de infecundidad de las mujeres no solteras nacidas a finales del siglo XIX. Quedan pues más de 10 puntos de diferencia en la infecundidad de aquellas generaciones y las nacidas a finales de los años 1940 que no se pueden explicar por la soltería y la viudedad (ver Gráfico 9).

Tendríamos que considerar por lo tanto otros factores que intervinieron en la infecundidad. Uno de ellos pudo ser el aumento progresivo de la edad media al primer matrimonio entre las generaciones de principios de siglo hasta 1920. No obstante, la suma de los factores estrictamente demográficos relacionados con la nupcialidad comentados hasta ahora no basta para explicar la infecundidad total de las mujeres casadas alguna vez. No podemos excluir, por lo tanto, el posible papel de factores como la salud para explicar esta infecundidad elevada, asociados por ejemplo con las enfermedades de transmisión sexual, aunque no tenemos ninguna información que nos permita afirmar esto con seguridad.

GRÁFICO 8

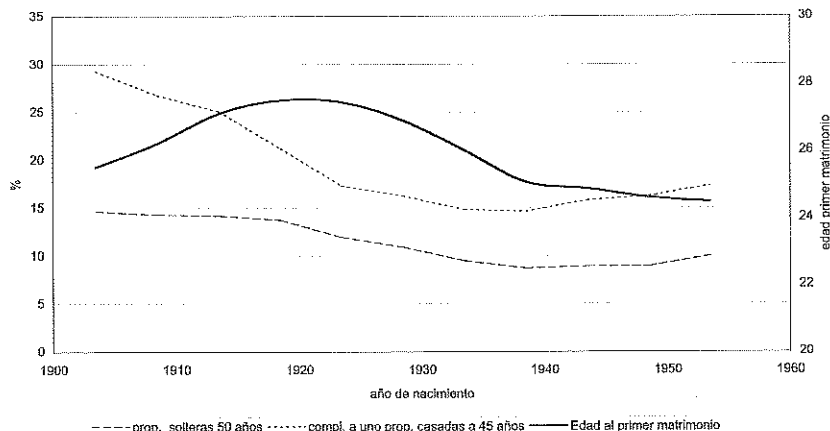
La evolución de la infecundidad por generaciones, para el conjunto de las mujeres y para las mujeres casadas alguna vez.



FUENTE: Cálculos directos a partir de los Censos de 1970 y 1991. Los valores de infecundidad total para las generaciones nacidas antes de 1920 están estimados a partir de la infecundidad para las no solteras multiplicada por uno menos la proporción de solteras de las generaciones correspondientes en los Censos.

GRÁFICO 9

Evolución de la soltería, de la edad al primer matrimonio y del complemento a 100 de la proporción de casadas a los 45 años, por generación.



FUENTE: Cabré 1999 para la soltería y la edad al primer matrimonio. Para el complemento a 1 de la proporción de mujeres casadas a los 45 años, elaboración propia de los datos de la Encuesta Sociodemográfica de 1991, con una corrección para tener en cuenta la subestimación de la soltería en esta encuesta.

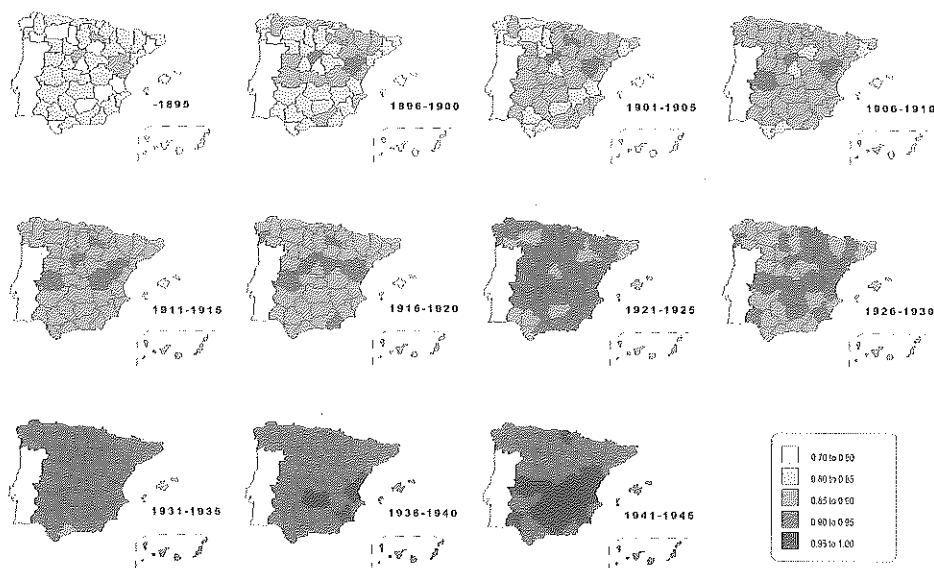
5.2. Evolución a escala provincial

El descenso de la infecundidad a escala nacional, acompañado de reducción de la dispersión provincial en los valores de este indicador, tienen un claro reflejo en los datos del conjunto de mapas del Gráfico 10. Estos mapas reproducen los valores del indicador a_0 para las mujeres no solteras, es decir comparables con el complemento a uno de los valores de la curva superior del Gráfico 8. Para las generaciones más jóvenes examinadas, los mapas son casi unicolor, con valores elevados de dichas proporciones, mientras que para las generaciones nacidas a finales del siglo XIX, las diferencias son extremas, con zonas de alta infecundidad, superior al 20%, que alternan con zonas de más baja infecundidad en el centro y el extremo norte, donde los valores se acercan más al 10% (por ejemplo, para la generación 1896-1900, habían diferencias del nivel de infecundidad del simple al doble entre provincias como Cádiz y Ourense y provincias de baja infecundidad como Teruel y Segovia). Estos valores altos de infecundidad y las diferencias territoriales para las generaciones más antiguas seguramente se podrían explicar en parte por los mismos factores comentados a nivel nacional, es decir la importancia de la viudedad, y el retraso de la edad al matri-

monio. Pero, de nuevo, sería conveniente explorar otras posibles razones, puesto que las diferencias territoriales de nupcialidad femenina y de mortalidad masculina adulta no eran tan extremas como para poder explicar estas diferencias de infecundidad entre provincias, y sobre todo porque los patrones territoriales de nupcialidad y de mortalidad no se parecen entre sí. En este sentido, y como lo sugerimos antes, una posible razón podría ser la existencia de diferencias en la salud reproductiva. En efecto se ha podido observar en muchos países con un nivel de desarrollo como el español del siglo XIX, que los niveles de fecundidad aumentaron antes de producirse el descenso histórico asociado con la transición demográfica. Estos aumentos de la fecundidad no controlada o «natural» podrían corresponder a mejoras en el nivel sanitario y nutritivo de las mujeres, que permitieron una reducción de la mortalidad intrauterina y una reducción de los niveles de esterilidad asociados a las enfermedades de transmisión sexual, que en algunos casos fueron combatidas muy eficazmente a partir de los años 1940 con el uso de antibióticos (Dyson y Murphy, 1985; Wrigley, Davies y otros, 1997).

GRÁFICO 10

Mapas provinciales de la infecundidad (estimada a partir de la proporción de mujeres casadas alguna vez con al menos un hijo al final de la vida fértil), por generación.



FUENTE: Elaboración propia de los datos de los censos de 1970 y 1991.

6. EL MODELO DEL HIJO ÚNICO

El conjunto de mapas del Gráfico 11 presenta los valores provinciales para las distintas generaciones de la probabilidad a_1 estimadas para las mujeres no solteras. Esta probabilidad muestra la proporción entre aquellas mujeres con al menos un hijo que tuvieron un segundo. Conviene resaltar de entrada que, a diferencia de a_0 , esta proporción no depende del valor de la soltería o de la viudedad, y que la probabilidad para las mujeres no solteras tiene de manera general un valor muy similar a la misma probabilidad calculada para el conjunto de las mujeres. Otra diferencia importante de este indicador y el anterior es que mide la fecundidad sin tener en cuenta la posible muerte anterior del hermano o hermana mayor, cuando el a_0 relaciona por fuerza los primeros nacimientos con efectivos de madres en vida. Esta última observación es importante, ya que la mortalidad infantil bajó de forma muy rápida durante todo el siglo XX. Por consiguiente cada vez era menos necesario para las familias tener nacimientos de reemplazo, es decir segundos, terceros o nacimientos de orden superior que podían suplir la muerte de un hermano o hermana mayor.

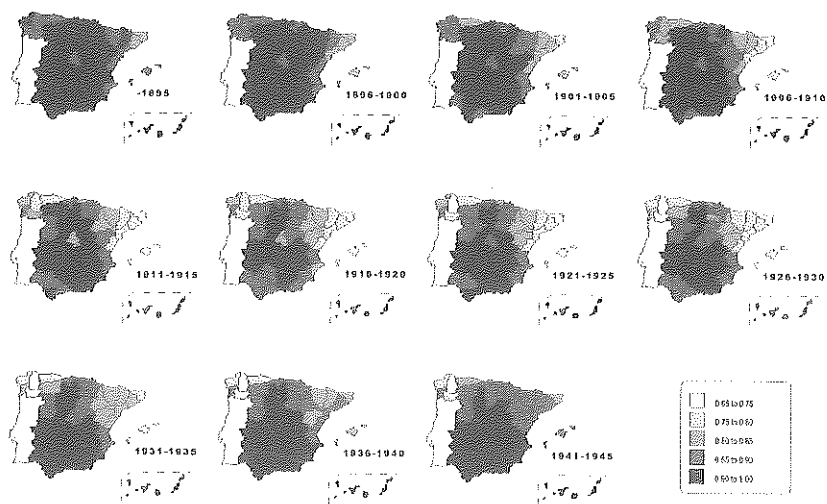
En el caso de los nacimientos de segundo rango, vemos en los mapas que el descenso de la mortalidad hizo aflorar zonas en las que un amplio número de familias seguían una pauta de fecundidad que podemos llamar de hijo único. Si nos centramos por ejemplo en los datos de las generaciones nacidas durante los años 1920, observamos la existencia de una zona mediterránea con una baja proporción de segundos nacimientos entre las mujeres con un hijo, y por lo tanto una elevada proporción de madres con un solo hijo. En esta zona destacan, con los niveles más bajos de segundos nacimientos, las provincias de Gerona y Baleares. Esto no nos sorprende, pues concuerda con la bien conocida tradición catalana del «hereu», conjuntos de reglas y leyes que favorecen la herencia desigualitaria con el objeto de evitar la fragmentación de las propiedades. Este propósito y tradición conducen lógicamente a la adopción de una determinada estrategia de fecundidad para tener un solo descendiente a la edad de transmisión de la herencia, y así evitar los conflictos o situaciones de injusticia con los hermanos desfavorecidos. Es más sorprendente observar que en al menos dos provincias de Galicia, Lugo y Orense, una amplio grupo de familias seguía un modelo de fecundidad parecido, sin que hayan trascendido hasta ahora noticias acerca de una tradición del «herdeiro». Es también interesante notar que el aumento de la fecundidad a partir de los años 1950, o de los años

del «baby boom», atenuó los efectos de este modelo sobre la fecundidad, con la excepción de estas dos provincias gallegas donde el bajo nivel de a_1 se mantuvo hasta la generación más joven observada.

Otro aspecto que conviene resaltar, en relación a la perspectiva de este trabajo, es que la baja fecundidad para los hijos de segundo rango en zonas de Galicia y del Mediterráneo se explicaba probablemente por situaciones económicas o tradiciones que no podemos calificar de «modernas», puesto que corresponden a la voluntad de las familias de transmitir las propiedades de generación a generación, sin hacer peligrar la continuidad de pequeñas empresas agrícolas, artesanales o comerciales, lo que significaría seguir así normas seculares. Sin embargo las familias que seguían el modelo del hijo único utilizaron métodos contraceptivos después del primer nacimiento, cuando el descenso de la mortalidad infantil hizo desaparecer la necesidad de segundos o terceros nacimientos de reemplazo. En definitiva estos comportamientos de fecundidad «modernos», que seguramente entraban en conflicto con ideas religiosas, respondían a normas ligadas a situaciones sociales y económicas que pertenecían a la sociedad tradicional, y que iban desapareciendo con la industrialización y la urbanización.

GRÁFICO 11

El hijo único: mapas provinciales de la proporción de mujeres alguna vez casadas con al menos un hijo que tuvieron un segundo, por generación.



FUENTE: Elaboración propia de los datos de los censos de 1970 y 1991. Las zonas con familias del hijo único son las provincias con trama más clara, que corresponde a valores más bajos de la proporción de las madres con un nacimiento vivo que tuvieron un segundo.

7. LA PROGRESIÓN DE LA LIMITACIÓN DE LA FECUNDIDAD

Como hemos visto anteriormente, en el gráfico 6, el proceso de limitación de la fecundidad en España afectó principalmente a los rangos superiores, a partir del tercer hijo. El conjunto de mapas del Gráfico 12 visualiza las diferencias a escala provincial en la cronología de la adopción de comportamientos de limitación de la descendencia. De forma general este proceso se adelantó en las provincias del este de la península, a partir de las provincias catalanas, fue ganando poco a poco las provincias mediterráneas más al sur, y luego zonas del centro-este y del noroeste. El resultado para las generaciones más jóvenes examinadas es una partición en tres grandes zonas homogéneas, una con un mayor nivel de la fecundidad de rango 3 en las provincias del sur, otra de menor nivel en el norte, separadas por un grupo de provincias en el centro de España y en torno al País Vasco con un nivel intermedio. Esta secuencia de mapas invita a una interpretación en términos de difusión de comportamientos, ya que visualmente tenemos la impresión de un proceso que empieza en Cataluña y gana el resto de España hacia el sur y el centro. Pero tenemos que matizar esta impresión, a partir de la observación de la presencia de un segundo foco de reducción de la fecundidad, centrado de nuevo, como en los mapas de a_1 , sobre Galicia y Asturias, que no tiene al inicio del proceso puntos de contacto con el primer foco centrado sobre Cataluña.

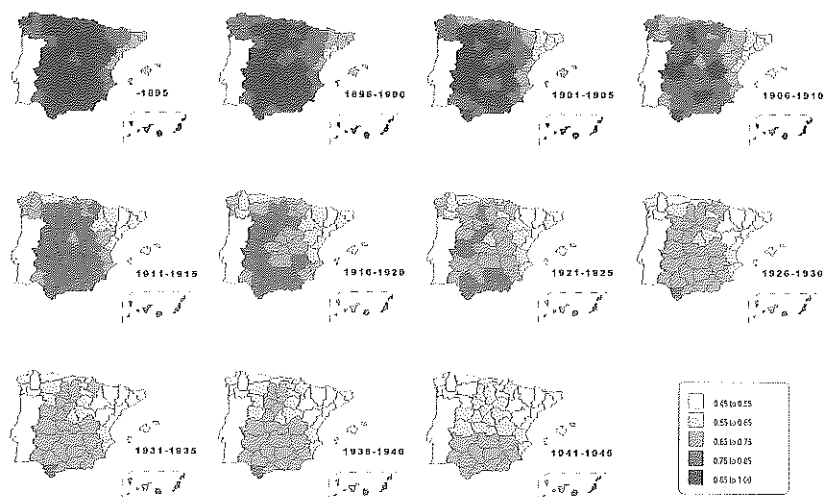
Otra matización importante es que, como hemos visto, el control de la fecundidad no se limitó a los terceros y más nacimientos, sino que afectó de forma significativa también a los segundos nacimientos en poblaciones rurales de Galicia, como en Lugo y Orense, y del Mediterráneo, como en Gerona y Baleares. Esta limitación de la fecundidad después del nacimiento del primer hijo no se extendió a otras zonas, por lo cual tenemos claramente que diferenciar entre el comportamiento «moderno», de uso de contracepción, y las necesidades de las familias, que en algunas provincias se traducían en la reducción de la fecundidad a partir del tercer o el cuarto hijo, y en otras por reducirla desde el segundo. En términos generales, podríamos plantear la discusión como una confrontación entre, por una parte, la oferta de pautas de comportamiento y de métodos de control de la fecundidad y, por otra, la demanda por parte de las familias de mecanismos para ajustar su tamaño y composición a situaciones sociales y económicas cambiantes. El debate sobre la transición demográfica, y en concreto sobre las causas del descenso histórico de la fecundidad, a menudo se ha planteado de forma exclusiva en términos de la oferta de métodos y hábitos, mucho más que en función de la demanda o necesidades de las

familias. Así se ha considerado que las diferencias a nivel territorial en la cronología del descenso de la fecundidad se podrían explicar esencialmente en términos de difusión, es decir que los comportamientos modernos y las técnicas novedosas se difunden territorialmente desde las zonas avanzadas hacia las más atrasadas. Esta argumentación se defiende por ejemplo con mucha fuerza en un artículo de (Cleland y Wilson, 1987). Estos autores, basándose en gran parte sobre los resultados del proyecto de Princeton, sostienen que las teorías económicas o antropológicas que explican la fecundidad, su nivel y evolución, por la demanda de hijos, no sirven para explicar la transición de la fecundidad en Europa. Estos autores remiten, para explicar el descenso histórico de la fecundidad, a factores ligados a la oferta, como la difusión de métodos y de comportamientos novedosos socialmente asumibles, porque son practicados por un grupo adelantado de familias. A nuestro entender, las diferenciales territoriales en la evolución de la fecundidad por rango en España contradicen esta explicación basada en exclusivo en la oferta de técnicas y comportamientos novedosos. El control de la fecundidad se extendió rápidamente en zonas con niveles de desarrollo social y económico muy diferentes, como es el caso de las provincias de Cataluña y Galicia, como consecuencia de la existencia de modelos familiares y de sistemas de herencia tradicionales. Es decir que el cambio en las necesidades de las familias, en respuesta al descenso rápido de la mortalidad infantil, jugó un papel central en la evolución de los niveles de fecundidad y la extensión de su control, mucho más que la oferta de los nuevos métodos y comportamientos.

Este debate se puede plantear también a partir de una reflexión sobre los indicadores del control de la fecundidad. Así, el uso de una única probabilidad de agrandamiento como indicador de control, por ejemplo la a_2 , tiene claras limitaciones, ya que su nivel puede variar de una provincia a otra sin que la explicación sea la adopción de métodos de contracepción, sino, por ejemplo, por las diferencias en la duración del periodo de lactancia, que afecta de forma directa el intervalo entre nacimientos, y como consecuencia puede reducir la fecundidad. Otra observación es que el control se puede producir en una provincia a partir de un rango, por ejemplo del segundo, pero afectar más a partir del tercer hijo en otra. Por lo cual, para estudiar los efectos de la adopción de los comportamientos de reducción de la descendencia, es mejor tener en cuenta el nivel de la fecundidad para todos los rangos a la vez. Presentamos en la sección siguiente un método de detección del control que va en esta dirección. Los resultados de la aplicación de este método constituirán una nueva base para poder avanzar en el debate de las causas del descenso histórico de la fecundidad.

GRÁFICO 12

Mapas provinciales de la fecundidad para los nacimientos de rango 3 (probabilidad de agrandamiento a partir del segundo hijo), por generación y para las mujeres casadas al menos una vez.



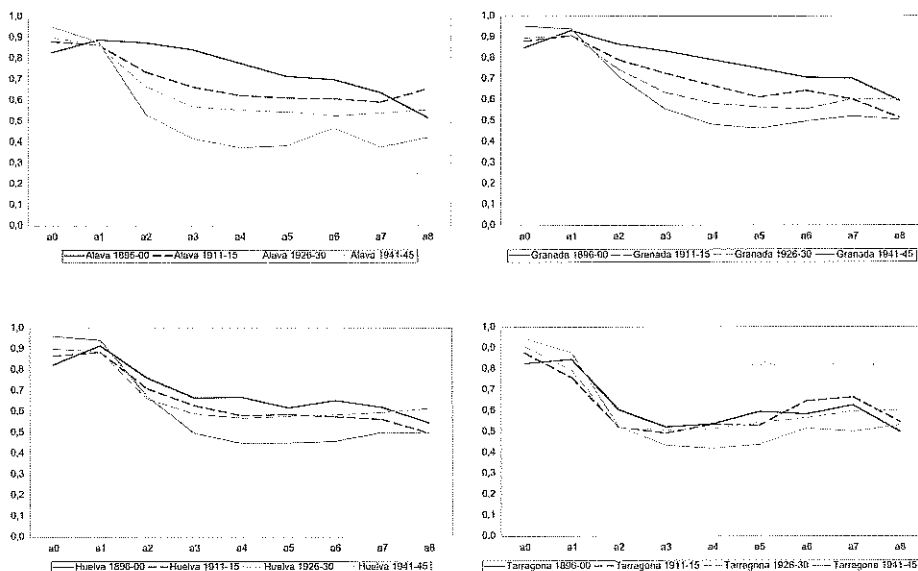
FUENTE: Elaboración propia de los datos de los censos de 1970 y 1991.

8. ESTUDIO DEL CONTROL DE LA FECUNDIDAD A PARTIR DE LA GENERACIÓN 1896-1900

La comparación de las curvas de las probabilidades de agrandamiento de las cuatro provincias presentadas en el Gráfico 13 ilustra de forma ejemplar las diferencias a nivel territorial en el progreso del control de la fecundidad. Las dos primeras, Álava y Granada, presentan un perfil de convexidad de las curvas en la primera generación observada, de 1896-1900, que es indicativo de la ausencia de control de la fecundidad, cuando para esta misma generación, observamos que el perfil en las provincias de Huelva y sobre todo de Tarragona tiene la concavidad característica de la presencia de control. En las dos primeras provincias las generaciones nacidas entre principios de siglo y 1941-45, recorrieron un camino considerable en la adopción de métodos de control. Las probabilidades de los rangos más afectados, del tercer, cuarto y quinto nacimiento, descendieron entre un 25 y un 50% del nivel correspondiente a la generación más antigua.

GRÁFICO 13

Progresión del control de la fecundidad: probabilidades de agrandamiento de la generación 1896-1900 a la generación 1941-45, para cuatro provincias seleccionadas.



FUENTE: Elaboración propia de los datos de los censos de 1970 y 1991.

Se puede ir más lejos en el análisis de estas curvas y en este caso observar que en poblaciones que no controlan su fecundidad, como el Québec del siglo XIX, el logit de las probabilidades a partir de la segunda (a_1) se alinean sobre una recta, cuando en cambio en poblaciones donde el control es muy extendido, tenemos una curva con un punto de inflexión en torno al tercer hijo (Gráfico 14). Si el logit de las probabilidades no se alinean sobre una recta, esto se debe a un control de la fecundidad, como lo muestra bien Sanderson (2000). Para poder estimar el grado de la linealidad, calculamos, para cada provincia, una regresión del valor de estos logits en relación con el rango de nacimiento, a partir del segundo nacimiento, es decir del valor de a_1 . Si el valor del coeficiente de correlación al cuadrado (coeficiente de determinación) del ajuste es próximo a uno, entonces podemos considerar que la población estudiada no practicaba el control de la fecundidad. Para ser más exactos, no practicaba un control de tipo «stopping», es decir, en función del número de hijos ya nacidos, con el propósito de limitar el tamaño de la familia a un número preconcebido.

do. Al revés, para las provincias con valores más bajos de este coeficiente, el alcance del control será importante. Pero no podemos ir más lejos que hablar en términos o bien de ausencia de control, o bien de control significativo, ya que todavía no se ha encontrado una fórmula para convertir los valores de este coeficiente en proporciones de mujeres que utilizaron el control de la fecundidad a lo largo de su vida fértil. Así no se puede afirmar que un valor más bajo del coeficiente de determinación en una provincia que otra signifique forzosamente que haya una proporción más elevada de mujeres que controlen la fecundidad.

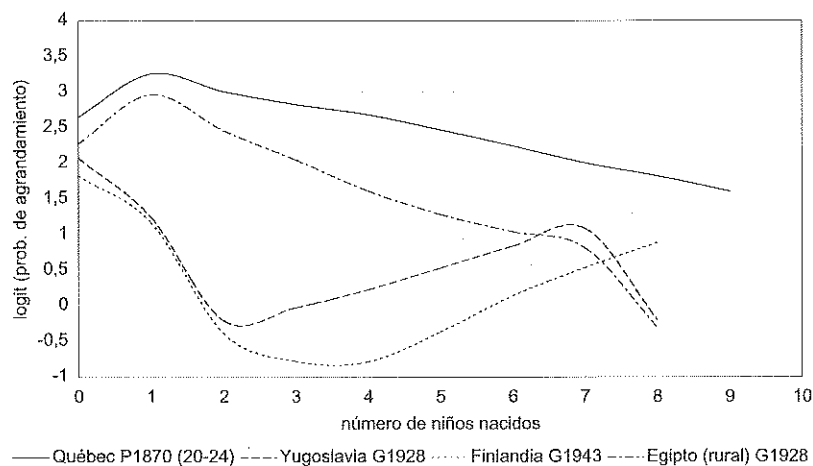
Hemos aplicado este método a las series provinciales de las probabilidades de agrandamiento y concretamente a las de la generación más antigua para la cual disponemos de datos, es decir las mujeres nacidas en el periodo 1896-1900. Los resultados se muestran en el Mapa 1, y son remarcables al menos por dos razones. En primer lugar porque este mapa difiere del que mostraba los valores de a_2 para la misma generación (Gráfico 12). Así, hay provincias con bajo nivel de a_2 y control importante de la fecundidad (en Cataluña), zonas con alto nivel de a_2 y sin control de la fecundidad (en Andalucía) pero también, y es una sorpresa, muchas provincias con alto nivel de a_2 y control importante (provincias de las dos Castillas y de Extremadura). En cambio es tranquilizador ver que no hay provincias con bajo nivel de a_2 sin indicios de control, puesto que en caso contrario podríamos dudar de la efectividad del método de detección. Esto confirma la idea de que un alto nivel de la fecundidad legítima, total o de un rango determinado, no es una prueba suficiente de la ausencia de control.

En segundo lugar, este mapa nos indicaría que el control de la fecundidad era bastante más generalizado y extendido a lo largo de la geografía española, de lo que nos podrían hacer pensar los mapas anteriores, sobre todo los referidos a los valores de a_1 y a_2 . Así, no sorprende el hecho de que la población de provincias del mediterráneo usase la contracepción de forma importante, para nacimientos que se produjeron a partir de los años 1910. Pero sí sorprende que poblaciones de provincias muy alejadas geográficamente de las zonas adelantadas del mediterráneo, como Huelva y otras provincias del interior como Valladolid, Cáceres, Guadalajara y La Rioja, tuviesen una configuración de la fecundidad por rango parecida a las catalanas, para la misma generación. Y a la inversa, es de nuevo una sorpresa constatar que en provincias tan próximas a núcleos de industrialización como Navarra y Álava, las mujeres nacidas a finales del siglo XIX que tuvieron sus hijos en los años 1920, no usasen métodos de control de la fecundidad, y se pareciesen en este aspecto a las mujeres de las provincias agrarias del interior de Andalucía.

Pero lo que nos muestra este mapa es que no debemos considerar el control de la fecundidad como un comportamiento novedoso, o hablar de los métodos anticonceptivos como de técnicas desconocidas, y decir que los cambios analizados son consecuencia de un proceso de difusión de la información, que se hubiera tenido que producir antes de que las familias pudiesen hacer uso de los métodos modernos. Esto es claramente contrario a la realidad, puesto que la mayoría de las familias españolas conocían estos métodos, y muchas de ellas ya los utilizaban antes del descenso rápido de la fecundidad de la primera mitad del siglo xx. Entonces destacar como factor de cambio la oferta de modelos de comportamiento o de técnicas nuevas tiene poco sentido. Las familias que no controlaban su fecundidad conocían las técnicas tradicionales de contracepción, pero no tenían necesidad de usarlas, porque realmente necesitaban tener hijos, para compensar la alta mortalidad, para ayudarles, para satisfacer algunas de sus necesidades y cuidar de ellos.

GRÁFICO 14

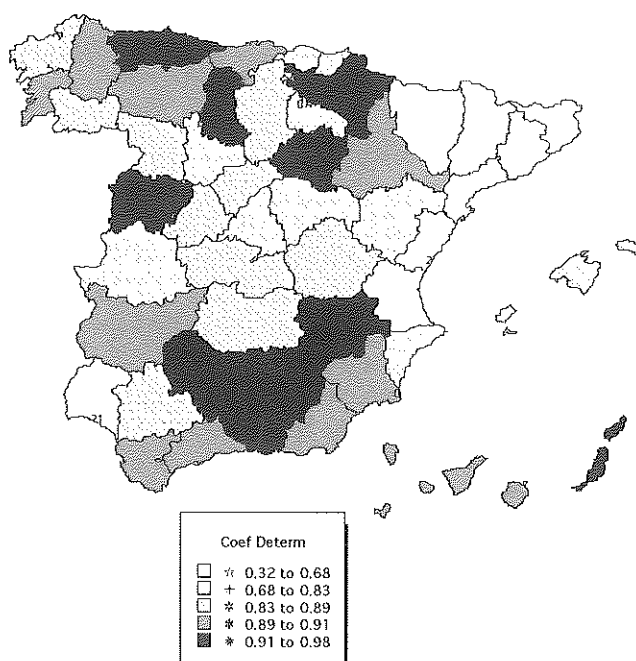
Criterio gráfico de detección del control de la fecundidad a partir de la probabilidades de crecimiento: ejemplo de poblaciones con y sin control de la fecundidad.



NOTA: Los datos representados son el logit de la probabilidades. Para Québec, datos de mujeres no solteras, casadas a los 20-24 años antes del año 1876 (Henry 1953). Antigua Yugoslavia, mujeres entre 60-64 años en el censo de 1991; Finlandia, mujeres de 45-49 años en el censo de 1991; Egipto, mujeres casadas al menos una vez, de 45-49 años de edad en el censo de 1976, que vivían en zonas rurales (United Nations 2000). Los valores de los coeficientes de determinación de las rectas a partir del primer nacimiento (a_1) son: Québec: 0,997; Egipto: 0,960; Finlandia: 0,050; Yugoslavia: 0,001. Se puede considerar pues, que las mujeres de Québec y de Egipto no controlaban su fecundidad, y que la proporción de las mujeres yugoslavas y finlandesas que la controlaban era muy elevada.

MAPA 1

Grado de control de la fecundidad en la generación 1896-1900, por provincia: valores del coeficiente de determinación de la regresión del logit de las probabilidades de agrandamiento en función de los rangos de nacimiento.



NOTA. Cálculo del coeficiente de determinación provincial (R^2) a partir del logit de las probabilidades de agrandamiento de la segunda (a_1) hasta la novena (a_9) en función del rango de nacimiento, para las generaciones nacidas en el periodo 1896-1900. Los datos son los mismos que en el Gráfico 13, pero para todas las provincias.

9. CONCLUSIONES

El propósito principal del proyecto de Princeton era el conocimiento de los factores determinantes del inicio del descenso de la fecundidad. Se consideraba este descenso como una ruptura entre un periodo previo en el que las familias no limitaban su fecundidad a un periodo en el que se difunden los métodos contraceptivos y aumenta de forma rápida la proporción de mujeres que hacen uso de ellos. El estudio de la transición de fecundidad de las provincias españolas, a partir de un análisis por rango, nos conduce a otro planteamiento: el descenso histórico de la fecundidad no se explica por la introducción de técnicas o comporta-

mientos novedosos, ya que aunque muchas familias no limitaban su descendencia, conocían los métodos para hacerlo y la prueba es que una parte significativa de las familias ya los usaban.

El mensaje de este trabajo es que el análisis de la evolución de la fecundidad no debe limitarse al uso de indicadores agregados que miden el valor total de la fecundidad, sino que al contrario la formación de las descendencia se decidía paso a paso, hijo tras hijo, y es de esta forma como debe analizarse. La evolución global de la fecundidad puede esconder evoluciones contrapuestas, por ejemplo en el caso de España, como de muchos otros países europeos, durante la transición aumentó la fecundidad de los primeros y segundos hijos, cuando de forma simultánea disminuía la fecundidad de rango 3 y más. Como el aumento de la primeras probabilidades o el descenso de la últimas no se produjo de forma igual en todas las provincias, analizar la cronología de la transición a partir de la evolución del total de la fecundidad total es arriesgado, y puede llevar a conclusiones erróneas.

BIBLIOGRAFÍA

- CABRÉ, A. (1999): *El sistema català de reproducció*. Barcelona, Editorial Proa, La mirada social.
- CLELAND, J. y C. WILSON (1987): «Demand Theories of the Fertility Transition: an Iconoclastic View.» *Population Studies* 41(1): 5-30.
- COALE, A. y J. Trussel (1974): «Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations.» *Population Index* 40(2): 185-258.
- COALE, A. J. y WATKINS, S.C. (1986): *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton, Princeton University Press.
- DAVID, P. A. y SANDERSON, W.C. (1990): «Cohort Parity Analysis and Fertility Transition Dynamics: Reconstructing Historical Trends in Fertility Control from a Single Census.» *Population Studies* 44(3): 421-445.
- DEVOLDER, D. (1994): *Cycles démographiques et cycles économiques de longue période dans les pays occidentaux. XV^e-XX^e siècles*, Tesis de Doctorado, Institut d'Études Politiques de Paris.
- DEVOLDER, D. y MERINO, M. (2004). *La infecundidad y fecundidad de las familias desde una perspectiva longitudinal en los países occidentales*. VII Congreso de la Asociación de Demografía Histórica, Granada.
- DYSON, T. y M. MURPHY (1985): «The onset of fertility transition.» *Population and Development Review* 11(3): 399-440.

- GIL ALONGO, F. (1997): «Las diferencias territoriales en el descenso de la fecundidad en España. Aproximación a su estudio a partir de datos censales sobre fecundidad retrospectiva.» *Boletín de la ADEH XV(II)*: 13-54.
- HENRY, L. (1953): *Fécondité des mariages. Nouvelle méthode de mesure*. Paris, INED - Presses Universitaires de France.
- MORGAN, S. P. (1991): «Late Nineteenth and Early Twentieth-Century Childlessness.» *American Journal of Sociology* 97(3): 779-807.
- OKUN, B. S. (1994): «Evaluating Methods for Detecting Fertility Control: Coale and Trussell's Model and Cohort Parity Analysis.» *Population Studies* 48(2): 193-222.
- RECAÑO, J. y LUXAN, M. (1997). *Un estudi de la fecunditat de Catalunya a partir de les dades del cens de 1991*. Bellaterra, Centre d'Estudis Demogràfics.
- ROWLAND, D. T. (1998): *Cross-National Trends in Childlessness*, Research School of Social Sciences. The Australian National University.
- RYDER, N. B. (1986): «Observations on the history of cohort fertility in the United States.» *Population and Development Review* 4(12): 617-643.
- SAEZ, A. (1979): «La fécondité en Espagne depuis le début du siècle.» *Population*(6): 1007-1022.
- SANDERSON, W. C. (2000): *A Users' Guide to the Joys and Pitfalls of Cohort Parity Analysis*. (<http://siepr.stanford.edu/conferences/Sanderson.pdf>). Stanford.
- UNITED NATIONS (2000): *Demographic Yearbook, Historical Supplement: 1948-1997*. New York.
- WRIGLEY, E. A., DAVIES, R. S., OEPPEN J. E., y otros (1997): *English Population History from Family Reconstitution, 1580-1837*. Cambridge, Cambridge University Press.

