



Reis. Revista Española de Investigaciones
Sociológicas

ISSN: 0210-5233

consejo.editorial@cis.es

Centro de Investigaciones Sociológicas
España

Ortega Osona, José Antonio; Kohler, Hans-Peter
¿ESTÁ CAYENDO REALMENTE LA FECUNDIDAD ESPAÑOLA?. Separación de los efectos
intensidad, calendario y varianza en el Índice Sintético de Fecundidad
Reis. Revista Española de Investigaciones Sociológicas, núm. 96, 2001, pp. 95-122
Centro de Investigaciones Sociológicas
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=99717909006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

¿ESTÁ CAYENDO REALMENTE LA FECUNDIDAD ESPAÑOLA?

Separación de los efectos intensidad, calendario y varianza en el Índice Sintético de Fecundidad

José Antonio Ortega Osona

Universidad Autónoma de Madrid

Hans-Peter Kohler

Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock

RESUMEN

En los últimos veinticinco años la fecundidad española medida por el ISF ha experimentado una caída muy importante, alcanzando niveles de entre los más bajos del mundo. Esto ha ocurrido simultáneamente con un retraso en la edad al tener hijos. En este artículo presentamos resultados de investigaciones recientes sobre cómo los retrasos en la edad al tener hijos hacen que el ISF sea más pequeño que el que se observaría si la edad a la maternidad fuera estable. Se trata del denominado efecto calendario. Mediante la aplicación al caso español de los métodos de corrección del efecto calendario propuestos por Ryder; Bongaarts y Feeney, y Kohler y Philipov, mostramos cómo el efecto calendario es particularmente intenso en España y que la mayor parte de las caídas en los primeros y segundos nacimientos se deben al retraso de la fecundidad. Si este retraso no se hubiera producido apenas habría caído la fecundidad de estos órdenes. Es la caída en la intensidad de los terceros nacimientos y superiores la que caracteriza la reciente disminución de la fecundidad española. Aquí es donde radica el motivo de que la fecundidad española, aun después de eliminar el efecto calendario, no alcance el nivel de reemplazo. El nivel que se observaría en ausencia de retraso de la fecundidad estaría, la mayor parte de los años a partir de 1985, entre 1,7 y 1,9, un valor significativamente mayor que los ISF observados, en torno a 1-1,3.

INTRODUCCIÓN

Al analizar la evolución reciente de la fecundidad española medida a través del Índice Sintético de Fecundidad (ISF)¹, uno de los principales problemas de interpretación es en qué medida los bajos valores corresponden a una caída en la intensidad de la fecundidad o se deben sencillamente al hecho de que la gente está teniendo hijos cada vez a una edad más avanzada. Este retraso ocasiona que durante los años en que se produce la transición la fecundidad sea inusualmente reducida: la gente que utilizaba el antiguo esquema ya ha tenido sus hijos y los que adoptan el nuevo todavía no han llegado a la edad a la que los tendrán. En el gráfico 1 observamos la evolución del Índice Sintético de Fecundidad y de la edad media a la maternidad en España entre 1975 y 1997. Podemos observar cómo en el período analizado el ISF ha ido cayendo hasta llegar a unos niveles extremadamente bajos, llegando en ocasiones a ser el menor índice nacional de fecundidad del mundo. La edad media a la maternidad, después de un período de lento rejuvenecimiento entre 1975 y 1980, ha ido aumentando de forma muy importante en los últimos veinte años del siglo. De este modo ha pasado desde niveles en torno a 28 años hasta superar los 30 años. Se trata de un cambio muy rápido, en especial a partir de 1988, en que se acelera el proceso. La duda que surge es entonces la siguiente: ¿en qué medida esta caída de la fecundidad es un producto del retraso de la edad al tener hijos?, ¿en qué medida refleja una disminución en el número de hijos que se tienen? La separación de ambos efectos es el propósito del presente artículo².

Una perspectiva interesante a este respecto es estudiar la fecundidad por generaciones o cohortes: comprobar cuántos hijos han tenido las distintas generaciones cuando completan su fecundidad. De este modo se puede comprobar si las generaciones que tuvieron hijos más tarde redujeron su fecundidad o tuvieron los mismos hijos aunque a una edad mayor. Pese al indudable interés de esta perspectiva, de la que nunca se debe prescindir, presenta el problema de que tenemos que esperar hasta que las generaciones lleguen al final de su período reproductivo para comenzar a tener una idea de si verdaderamente la fecundidad de las generaciones está cayendo o no. En este sentido, la generación de 1950 es la última que ha completado su fecundidad³. Por otro

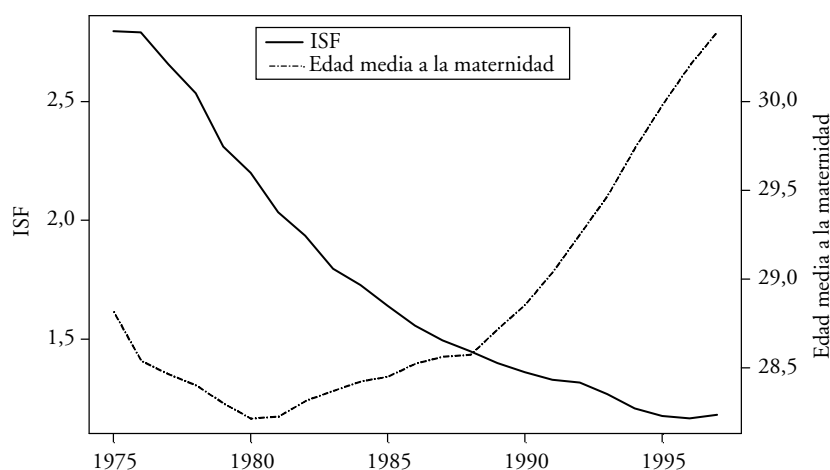
¹ También llamado tasa de fecundidad total o suma de nacimientos reducidos. Expresa el número medio de hijos que tendrían un conjunto de mujeres que a lo largo de su vida reproductora experimentaran las tasas de fecundidad específicas por edades del período considerado. El nombre de *sintético* proviene de referirse a una cohorte sintética o ficticia de mujeres, y no a una real.

² Numerosos artículos señalan la presencia del efecto calendario en la fecundidad española (Fernández Córdón, 1987; Olano Rey, 1987; Muñoz Pérez, 1987; Castro Martín, 1992; Delgado, 1993; Rodríguez Sumaza, 1994; Alberdi, 1995; Requena, 1997). Lo que no se ha intentado hasta la fecha es separar estos efectos en los indicadores de fecundidad de período de forma cuantitativa. Véase en Kohler y Ortega (2002b) una separación alternativa basada en las tasas de ocurrencia (Kohler y Ortega, 2002a).

³ El enfoque de cohorte ha sido aplicado al análisis de la fecundidad española por Fernández Córdón (1987, 1994), Alberdi (1995), Requena (1997), Delgado y Castro Martín (1998), entre otros.

GRÁFICO 1

Edad media a la maternidad e ISF



lado, este tipo de análisis puede ser peligroso si nos lleva a prescindir del análisis de período asumiendo que los cambios de período no tienen efectos a largo plazo sobre la fecundidad al ser compensados a lo largo del tiempo. Los estudios empíricos que han tratado de diferenciar los efectos de período, edad y cohorte en la fecundidad señalan en general que el período es la fuente principal de variación de la fecundidad (Pullum, 1980; Ní Bhrolcháin, 1992), y es este tipo de análisis el que abordamos en este artículo. Se trata, por tanto, de describir el comportamiento reproductivo en función del tiempo (en este caso con una periodicidad anual) en vez de analizar la fecundidad de generaciones concretas.

Desde la perspectiva de la fecundidad de período, este artículo trata de descomponer el ISF en dos partes: el efecto que el retraso en las edades al tener hijos tiene sobre el ISF, que se denomina *tempo* o *efecto calendario*, y el ISF que se habría observado si no se hubiera retrasado la fecundidad, la *intensidad* o *quantum* o *ISF ajustado*. ¿Cómo se pueden separar los dos efectos, intensidad y calendario? Para ello necesitamos antes que nada comprender cómo los retrasos en la edad al tener hijos afectan al ISF. Esto requiere un análisis teórico que parte siempre de unas determinadas hipótesis sobre el retraso de la fecundidad. A la luz de este análisis teórico se pueden proponer procedimientos de ajuste que funcionan cuando se satisfacen las hipótesis de partida. A efectos expositivos estudiaremos y aplicaremos al caso español los procedimientos de ajuste de la fecundidad comenzando por los procedimientos más sencillos. Éstos, sin

embargo, sólo son válidos bajo las hipótesis más restrictivas sobre el retraso de la fecundidad. Al ir suavizando estas hipótesis propondremos procedimientos más sofisticados. Este orden se corresponde también con la cronología de los métodos de ajuste.

El ajuste más sencillo se inspira en el trabajo de Ryder (1956, 1983), y consiste en dividir el ISF por $(1-r)$, donde r es el cambio en la edad media al tener hijos registrado en el período⁴. Este procedimiento se demuestra que consigue eliminar el efecto calendario cuando la intensidad, medida por la fecundidad de cohorte, permanece constante. Sin embargo, no consigue totalmente separar los dos efectos cuando la intensidad está cambiando. El motivo es que cuando la fecundidad disminuye —efecto intensidad puro— esto ocurre porque se reducen el número de segundos y terceros hijos, más que porque se reduzcan los primeros hijos. Como consecuencia cambia la edad media al tener hijos sin que esto refleje un cambio real en el calendario. Bongaarts y Feeney (1998) propusieron una modificación del método de Ryder para solventar este problema basada en tratar de forma separada los nacimientos según el orden de éstos. De este modo sugieren calcular para cada número de orden o *paridad* el Índice Sintético de Fecundidad específico, $ISF(i)$, así como la edad media al tener hijos de esa paridad, $a(i)$. Aplican el método de Ryder por separado a cada paridad obteniendo Índices Sintéticos de Fecundidad ajustados de orden i , $ISF'(i) = ISF(i)/(1-r(i))$, donde $r(i)$ es el cambio durante el período en la edad media al tener hijos de orden i , $a(i)$. Sumando los $ISF'(i)$ de todas las paridades se obtiene el Índice Sintético de Fecundidad ajustado de Bongaarts-Feeney.

Un refinamiento adicional del método de Bongaarts-Feeney ha sido propuesto por Kohler y Philipov (2001). La idea es la siguiente: el método de Bongaarts-Feeney funciona cuando los cambios de calendario responden a desplazamientos paralelos de las tasas específicas de fecundidad por edades, es decir, cuando las tasas por edades no cambian: tan sólo la edad a la que se aplican. En caso de que los cambios de calendario no sean de este modo, sino que a lo largo del tiempo también se modifique la varianza de las curvas, Kohler y Philipov (2001) demuestran que el método de Bongaarts-Feeney presenta sesgos derivados del cálculo erróneo de las edades medias a la maternidad. Estos sesgos pueden ser corregidos mediante una serie de ajustes en las tasas ajustadas que son función de los cambios en la varianza de las curvas. Se trata del denominado *efecto varianza*.

En este artículo vamos a proceder a explicar los tres métodos de ajuste, Ryder, Bongaarts-Feeney y Kohler-Philipov, y a aplicarlos a la evolución de la fecundidad española en el último cuarto de siglo. En la exposición haremos particular hincapié en cómo es posible calcular teóricamente los efectos calen-

⁴ Estrictamente hablando, Ryder no trabajaba con retrasos en las edades media de período, sino con los retrasos de la edad media a la maternidad de las cohortes. La reinterpretación de su trabajo en términos de período se debe a Bongaarts y Feeney (1998).

dario cuando se parte de unas hipótesis sobre el retraso en la fecundidad. Este análisis sugerirá el procedimiento de ajuste adecuado. En la aplicación encontraremos cómo una parte importante de la caída de la fecundidad española puede de hecho explicarse por un efecto calendario, y que este efecto derivado del retraso en la edad de la concepción todavía no ha terminado. La intensidad de la fecundidad en España estuvo cayendo de manera importante durante los años ochenta. Sin embargo, nuestros cálculos indican que durante los años noventa no siguió disminuyendo. Se estabilizó no muy por debajo del nivel de reemplazo e incluso hubo períodos de aumento. En definitiva, sí que existe un efecto intensidad real: la fecundidad se encuentra claramente por debajo del nivel de reemplazo incluso después de considerar los efectos del calendario. La descendencia final de las generaciones españolas seguirá cayendo por lo tanto, aunque es previsible que si no hay nuevos cambios en la intensidad de la fecundidad, cuando se haya completado el retraso en las edades al tener hijos, el ISF aumente hasta niveles cercanos a los ISF ajustados que se proponen. Se trata de una diferencia importante puesto que los ISF están actualmente en torno a 1,1, mientras que las tasas ajustadas no bajan de 1,5.

EL MÉTODO DE RYDER

El más sencillo de los métodos de ajuste del Índice Sintético de Fecundidad se inspira en el trabajo del demógrafo norteamericano Ryder en los años cincuenta (Ryder, 1956, 1983). Ryder se dio cuenta de que cuando se están produciendo cambios en la edad al tener hijos, las tasas de fecundidad medidas en un período no reflejan sólo la intensidad de la fecundidad. El retraso o adelanto de la maternidad introduce sesgos que podemos llamar *efectos calendario*.

Para captar la idea pensemos en una situación en la que tenemos una población de mujeres que nacieron con espacios de un mes entre ellas y que están llegando a la edad de tener hijos. Supongamos que anteriormente sólo tenían un hijo, y que esto ocurría a la edad exacta de 25 años. Si teníamos una mujer nacida en cada mes, cada año llegarían a la edad de tener hijos doce mujeres, y observaríamos doce nacimientos. Ahora pensemos qué ocurriría si en un instante dado la edad al tener hijos cambia desde 25 a 25 años y tres meses. Habría tres mujeres (las que iban a tener hijos en octubre, noviembre y diciembre) cuyos hijos nacerían al año siguiente. Por lo tanto, en un año en que se retrasa la edad en tres meses (un cuarto de año), los nacimientos pasan de doce a nueve, una reducción de un cuarto. Sin embargo, no hay reducción real de la fecundidad puesto que todas las mujeres acaban teniendo exactamente un hijo. Lo mismo ocurriría si adelantamos el calendario: si las mujeres adelantan la edad al tener hijos en tres meses, habría un incremento de la fecundidad observada de doce a quince hijos en un año, un incremento de un cuarto. La relación entre fecundidad de cohorte o descendencia final y fecundidad de período es entonces la siguiente:

$$ISF_t = FC_t \times (1-r_t)$$

Donde r_t es el cambio en la edad media al tener hijos, a_t , que tiene lugar en el período de referencia y está medido en años. La forma más sencilla de calcularlo, $r_t = a_{t+1} - a_t$. En el ejemplo anterior, $r_t = 25,25 - 25 = 0,25$. Por ello, $ISF_t = 1 \times (1-0,25) = 0,75 = 9 \text{ hijos} / 12 \text{ mujeres}$.

El estimador de la intensidad de la fecundidad basado en la idea de Ryder⁵ es entonces muy sencillo: se trata de dividir el ISF por $(1-r)$. Esto eliminaría el efecto calendario de nuestro estimador de fecundidad, tenemos por lo tanto:

$$Ryder_t = ISF_t / (1-r_t)$$

Esta aproximación es válida siempre y cuando los desplazamientos en el calendario de la fecundidad sean paralelos, es decir: las mujeres de cada edad pasan de tener los hijos a la edad x a tenerlos a la edad $x+r$. En el gráfico 2(a) izquierda tenemos un ejemplo de desplazamiento paralelo del calendario de la fecundidad. Responde a una situación de efecto calendario puro. Durante diez años el calendario de la fecundidad permanece invariable, con un ISF de 2 hijos/mujer. Entre el período 10 y el 20 se produce una transición gradual hacia una fecundidad más tardía con un retraso total de 2 años en el calendario, a un ritmo de 0,2 anual ($r = 0,2$). Observamos en el panel central cómo la edad media a la maternidad se retrasa de forma lineal. En el panel de la derecha observamos que durante el período de transición la fecundidad medida por el ISF pasa de 2 hijos/mujer a 1,6. La relación es la correspondiente al esquema anterior al ser el factor de ajuste $(1-r) = 0,8$. El indicador de Ryder permanece constante durante todo el tiempo e igual a 2. Como vemos, corrige el efecto calendario y nos mide la intensidad pura, que no ha cambiado durante el período.

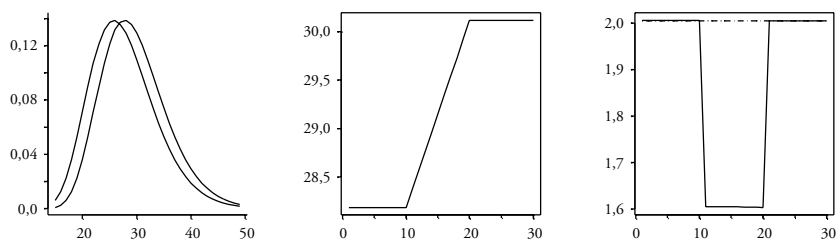
¿Qué ocurre cuando se dan simultáneamente cambios en la intensidad y en el calendario de la fecundidad? El método de Ryder seguirá funcionando siempre y cuando los desplazamientos del calendario sean estrictamente paralelos. Un ejemplo se observa en el gráfico 2(b). Además del cambio en el calendario anterior, durante el período de transición la intensidad de la fecundidad se ha ido reduciendo de forma lineal desde 2 hijos/mujer hasta 1,5. El ISF_t incorpora tanto los cambios de intensidad como de calendario. Por ello llega hasta niveles tan bajos como 1,2. El indicador de Ryder, sin embargo, corrige el efecto calendario y recoge únicamente el decaimiento lineal de la intensidad de la fecundidad.

⁵ Ryder trabajaba en términos de fecundidad de cohorte, una vez observados todos los nacimientos. Trataba entonces de explicar por qué el ISF medio durante la maternidad de esa cohorte podía ser distinto de la descendencia final y utilizaba el retraso en la edad media a la maternidad entre cohortes para explicar la discrepancia (Ryder, 1956, 1983). La lectura de la ecuación de Ryder como una medida de la intensidad de la fecundidad y del calendario en un período se debe a Bongaarts y Feeney (1998).

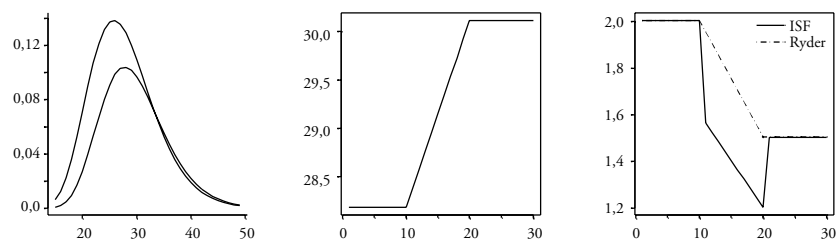
GRÁFICO 2

Aplicación del método de Ryder

(a) Efecto calendario puro



(b) Efectos calendario e intensidad



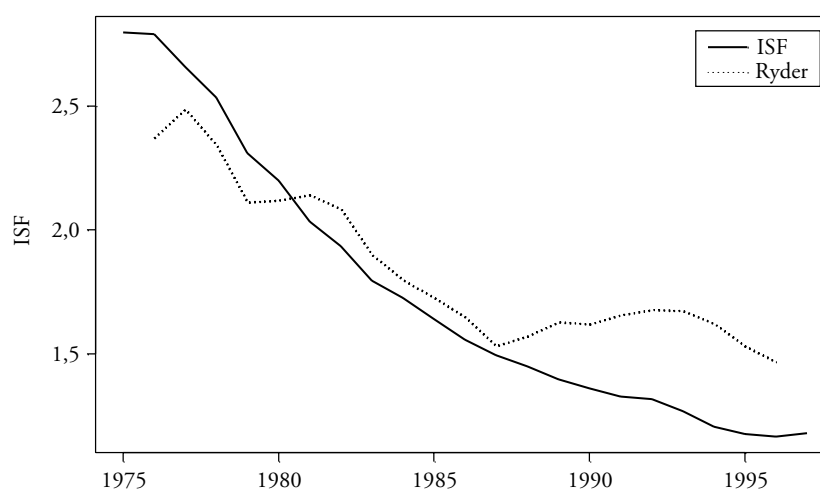
En el gráfico 3 se recoge el resultado de aplicar el método de Ryder a la fecundidad española. La única diferencia metodológica con lo expuesto anteriormente está en el cálculo de r_t . Siguiendo la propuesta de Bongaarts y Feeney (1998: 290), se calcula cómo $r_t = 0,5 \times (a_{t+1} - a_{t-1})$, siendo a_t la edad media a la maternidad en el año t . De este modo obtiene una media del crecimiento de a_t en los dos años en torno al de referencia. Esto implica, por otro lado, que no se puede calcular la tasa ajustada de Ryder para los años inicial y final.

Los resultados corroboran la idea de que el retraso de la fecundidad española es una de las razones por las que el ISF ha tomado unos valores tan bajos. Hasta el año 1987 la diferencia entre la tasa ajustada de Ryder y el ISF es relativamente pequeña, en torno a 0,1. Es, sin embargo, en esos años cuando se aceleró el proceso de retraso de la edad a la maternidad (gráfico 1). Éste ha sido tan intenso en los años noventa que la totalidad de la caída del ISF podría deberse al efecto calendario. La intensidad medida por el indicador de Ryder nunca bajó de 1,5 hijos por mujer, alcanzando un máximo en el año 1992 con 1,68.

Una vez vista la importancia del efecto calendario en la fecundidad española reciente, no queda sin embargo establecida la relevancia del indicador de

GRÁFICO 3

ISF e ISF' ajustado por el método de Ryder



Ryder como medida de la intensidad. La razón es que éste descansa en la hipótesis de que los desplazamientos del calendario de fecundidad sean paralelos. En el siguiente apartado vamos a ver las razones teóricas por las que esperamos que esto no sea así, y cómo la consideración de los calendarios para cada paridad puede solucionarlo.

EL MÉTODO DE BONGAARTS Y FEENEY

La principal razón por la que el método de Ryder puede eliminar de forma errónea el efecto calendario cuando la intensidad está disminuyendo radica en el incumplimiento de la hipótesis de que los desplazamientos del calendario sean paralelos en ese caso. El motivo es que los cambios en la intensidad de la fecundidad no afectan igual a todas las edades. Volvamos al ejemplo hipotético anterior y supongamos que las mujeres tenían dos hijos inicialmente a los 25 y a los 30 años, y que como consecuencia de la transición en la fecundidad pasan a tener un único hijo a los 25 años. Esto sería un efecto intensidad puro (de 2 hijos a 1). Sin embargo, implicaría una reducción en la edad media al tener hijos desde 27,5 años hasta 25. Si utilizamos el procedimiento de ajuste de Ryder que estudiamos antes estaríamos corrigiendo en exceso nuestros esti-

madores⁶. ¿Cómo podemos entonces distinguir entre efectos calendario reales y efectos calendario asociados a cambios en la intensidad? La idea, avanzada por Bongaarts y Feeney (1998), es sencilla: debemos tratar de forma separada los nacimientos de cada orden. En nuestro ejemplo los nacimientos de orden 1 han permanecido constantes, y la edad a la maternidad del primer hijo también, 25 años. Los nacimientos de orden 2 han desaparecido, y es éste el modo en el que ha disminuido la fecundidad. Vemos que en nuestro ejemplo la fecundidad de orden 1 no necesita ajuste alguno, puesto que su edad media no ha cambiado.

Para aplicar el método de Bongaarts y Feeney debemos entonces proceder del siguiente modo: necesitamos construir las tasas de fecundidad específicas por edades y orden del nacimiento. Éstas se calculan como:

$$F_x(i) = B_x(i) / \text{Pob}_x$$

Donde $F_x(i)$ es la tasa de fecundidad para la edad x y el orden o paridad i , $B_x(i)$ es el número de nacimientos de orden i con madres de edad x , y Pob_x es el número de mujeres de edad x en la mitad del período. En base a estas tasas calculamos el Índice Sintético de Fecundidad de orden i , $\text{ISF}(i)$, mediante la suma de las $F_x(i)$ para las distintas edades y la edad media $a(i)$ como $[\sum(x+0,5)F_x(i)]/\text{ISF}(i)$. A partir de los $a(i)$ se pueden calcular los $r(i)$ para cada paridad: cuánto se incrementa la edad media a la maternidad de cada orden. De este modo calculamos los ISF ajustados de orden i , $\text{ISF}'(i) = \text{ISF}(i)/(1-r(i))$. El Índice Sintético de Fecundidad ajustado de Bongaarts y Feeney, que llamaremos BF, se obtiene como la suma de los ISF ajustados para cada paridad:

$$\text{BF} = \sum \text{ISF}'(i)$$

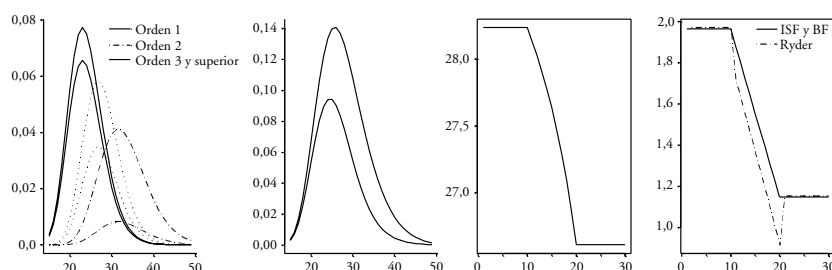
A efectos de comprender mejor las diferencias entre los indicadores de Ryder y de Bongaarts y Feeney, el gráfico 4(a) muestra el comportamiento de los estimadores ante un efecto intensidad puro en el que se produce de forma gradual una disminución de la fecundidad a todas las paridades, pero particularmente intenso en las paridades más elevadas. El panel izquierdo muestra los calendarios de la fecundidad por orden de nacimiento iniciales y finales para las paridades 1, 2 y 3 y superior. Las respectivas caídas, graduadas en diez años, son de un 20, un 40 y un 80%, respectivamente. Se trata de un efecto intensidad puro en la medida en que para cada paridad los nacimientos siguen teniendo lugar a la misma edad. Sin embargo, como los nacimientos de paridades superiores caen más que los de edades inferiores, la edad media a la maternidad cae durante el período de transición, como muestra el panel tercero. Si aplicamos el método de Ryder, como en el panel derecho, la caída en la edad a la maternidad ligada a la disminución de la

⁶ En este caso particular el factor de ajuste, $(1-r)$, sería $1-(-2,5)=3,5$. La medida de Ryder interpretaría mal lo que está ocurriendo y asumiría que todas las mujeres que están entre 25 y 30 años pasarían a tener los hijos a los 25.

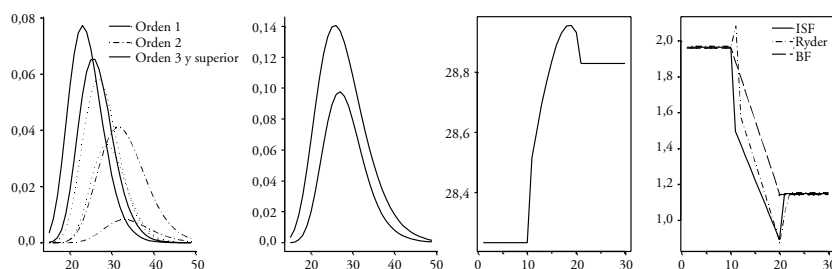
GRÁFICO 4

Análisis por orden de nacimiento

(a) Efecto intensidad puro



(b) Efectos intensidad y calendario



fecundidad es confundida con un desplazamiento del calendario. Esto lleva a corregir el ISF cuando no debería ser corregido. El resultado es que el método de Ryder subestima la intensidad de la fecundidad. En este caso se podría utilizar el ISF como medida de la intensidad, puesto que no hay efecto calendario. El método de Bongaarts y Feeney también capta que no existe un efecto calendario real al hacer los ajustes por separado para cada paridad.

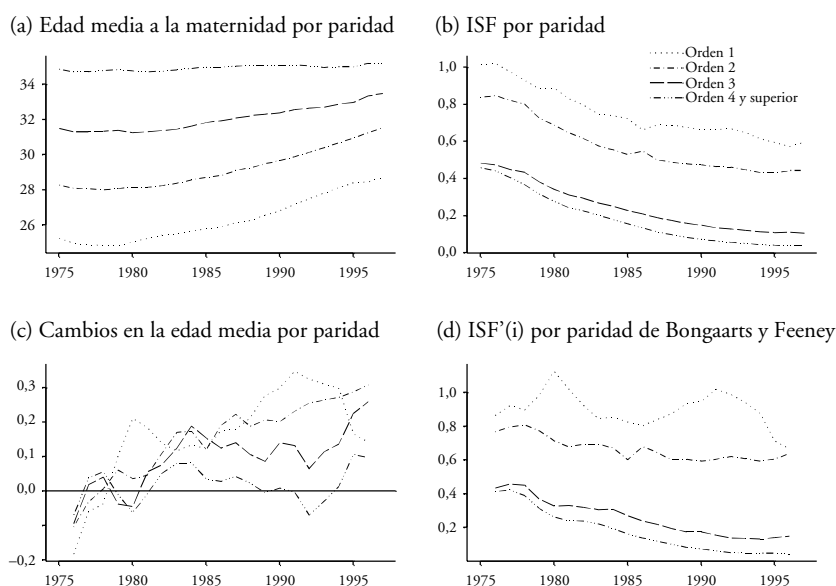
Las ventajas de utilizar el método de Bongaarts y Feeney quedan claras en el gráfico 4(b). En este caso estamos tanto ante efecto intensidad como efecto calendario. La intensidad se modifica del mismo modo que anteriormente, mientras el efecto calendario consiste en un retraso gradual de las edades a la maternidad para cada paridad. Los retrasos, graduados a lo largo de diez años, son de 2,5, 2 y 1,5 años, respectivamente, para los órdenes 1, 2 y 3 y superiores. En este caso la edad media a la maternidad calculada para el perfil agregado aumenta cuando predomina el efecto calendario real, aunque sobrepasa el nivel final y cae al final de la transición según cambia la composición de los

nacimientos por paridad. La aplicación de los distintos métodos se señala en el panel de la derecha. El ISF mide mal la intensidad al existir un efecto calendario; el método de Ryder también, ya que al cambiar el efecto intensidad cambia la composición de los nacimientos por paridad. El indicador de Bongaarts y Feeney, sin embargo, sí que capta bien la intensidad, no viéndose afectado por los cambios en la composición por paridades ni por el efecto calendario.

El método de Bongaarts y Feeney ha sido aplicado a una serie de países en distintas publicaciones (Bongaarts y Feeney, 1998; Bongaarts, 1999; Lesthaghe y Willem, 1999; Schoenmaeckers y Lodewijckx, 1999; Philipov y Kohler, 2000; Kohler y Philipov, 2001; Gjonca y Smallwood, 1999), mostrando que, en general, los valores tan bajos del ISF observados en los países occidentales se deben en parte a un efecto calendario, siendo la intensidad de la fecundidad mayor que la recogida por el ISF.

Para el caso español hemos aplicado el método de Bongaarts y Feeney, utilizando para ello los datos clasificados por orden de nacimiento y edad de la madre procedentes del MNP (INE, varios años) y el efectivo medio de mujeres por edades estimados a partir de los datos del INE. Los resultados se resumen en el gráfico 5 y se recogen en el apéndice de tablas.

GRÁFICO 5

Aplicación del método de Bongaarts y Feeney a España

El panel (a) recoge la evolución de la edad media a la maternidad para los diferentes órdenes de nacimiento. Podemos observar cómo, en general, ha habido un retraso de los nacimientos durante el período. Este retraso ha sido más intenso en los nacimientos de orden inferior, mientras que los de orden 4 y superior apenas se han visto alterados. Es interesante comparar esta evolución con la de la edad media a la maternidad global reflejada en el gráfico 1. Allí veíamos que durante los años setenta la edad media se reducía. Este análisis separado por paridad muestra que gran parte de este retraso aparente es ficticio, es fruto de la caída de la intensidad y del cambio correspondiente en la composición de los nacimientos, es decir: precisamente el tipo de efectos que pretende eliminar el método de Bongaarts y Feeney.

El panel (c) muestra los cambios estimados en la edad media por paridad utilizando la fórmula propuesta por Bongaarts y Feeney. Dada la fórmula de corrección que hemos deducido, estos cambios en la edad media pueden interpretarse como una medida del efecto calendario en términos porcentuales, es decir: un cambio de +0,1 años significa que un 10% de los nacimientos han dejado de tener lugar como consecuencia del efecto calendario, del retraso en la edad al tener hijos. Vemos que el patrón no es muy estable, pero sí que se observan algunas regularidades. El retraso en la fecundidad de los primeros y segundos nacimientos es el de mayor magnitud. Esto implica que es para estos órdenes donde el efecto calendario es más intenso, superando en muchos años el 20%. Parece ser que para los primeros nacimientos los cambios han empezado a disminuir a partir de 1991. De este modo, el efecto calendario ha pasado de ser superior al 30% a niveles en torno al 15%. Los segundos nacimientos, sin embargo, están todavía en un período de aceleración del retraso, habiendo superado el 30% en 1996. Para los terceros nacimientos no hay un patrón de aceleración tan claro, siendo el efecto calendario en general menor. Para los órdenes cuarto y superiores apenas si se ha retrasado la edad media a la maternidad, con lo que los efectos calendario son muy poco importantes⁷.

En cuanto a la evolución de los ISF para cada paridad se observa en el panel (b) cómo todos han caído de forma importante a lo largo del tiempo. El hecho de que las líneas se mantengan aproximadamente paralelas quiere decir que la caída ha sido aproximadamente de la misma magnitud para todas las paridades. Esto significa que proporcionalmente la caída ha sido mucho mayor para las paridades elevadas que partían de unos niveles más bajos. De hecho, la contribución de los nacimientos de orden 3 y superior al total de nacimientos no ha dejado de caer, pasando de cifras en torno al 30% hasta el 12% en el año 1995.

⁷ Esto podría ser en parte debido a los cambios en la composición por paridad dentro de este grupo por un efecto similar al señalado por Bongaarts y Feeney, es decir, las edades medias podrían haberse retrasado para cada uno de los órdenes de nacimiento: 4, 5, 6 y sucesivos. Sin embargo, al disminuir simultáneamente la intensidad de la fecundidad para estas paridades y aumentar el peso de las paridades bajas en la edad media, ésta apenas se retrasa. Desde el punto de vista del análisis de la fecundidad, no compensa efectuar el análisis separado para órdenes mayores al cuarto debido a la escasa contribución de estas paridades a la fecundidad total.

El panel (d) muestra los ISF'(i) ajustados por el procedimiento de Bongaarts y Feeney. Hemos visto que los efectos calendario más importantes son los que afectan al primer nacimiento, especialmente a partir de mediados de los años ochenta. Como resultado son éstos los ISF que quedan más afectados. La corrección señala que la intensidad de los primeros nacimientos es en general muy alta y que la mayor parte de la caída se debe a efectos calendario. Más que tendencias claras, este índice parece mostrar un cierto comportamiento cíclico. Existen períodos de expansión durante los primeros ochenta y los primeros noventa con valores muy cercanos a uno, o incluso superiores en algún momento. En 1986 se alcanza un mínimo de 0,8. Se trata de años en los que sí que predominaría el efecto intensidad. Recordando la intensificación en el retraso de la fecundidad a partir de finales de los ochenta se comprende el ascenso del ISF ajustado. Sin embargo, desde 1992 a esta parte ha vuelto a caer, llegándose en el año 1996 al valor mínimo registrado de 0,67. La lectura hacia el futuro de estos valores indicaría que si continúan los niveles de intensidad actuales la gran mayoría de las mujeres españolas acabarán teniendo un primer hijo⁸, pero existe el peligro de que esta intensidad continúe la tendencia a la baja de los últimos años, de modo que algunas de las mujeres que no han tenido el primer hijo en el período debido al retraso continúen retrasándolo indefinidamente. Aunque aún es pronto para saber en qué medida pueda ocurrir esto, los resultados de la FFS de 1995 (Delgado y Castro Martín, 1998: 158-159) no parecen señalar ningún aumento en las proporciones de mujeres que no quieren tener hijos en las cohortes más jóvenes. Estas proporciones siguen siendo muy bajas, en torno al 3%.

Los ISF corregidos de orden 2 muestran un comportamiento muy estable a lo largo del tiempo y una cierta tendencia a la baja desde niveles en torno a 0,8 hasta los actuales 0,6. Esta caída es mucho más moderada que la registrada por el ISF observado, indicándonos que el decaimiento observado en el ISF para los segundos nacimientos responde, por lo tanto, de manera fundamental a efectos calendario. Parece que un 60% de las españolas seguirán teniendo un segundo hijo, en contraste con los ISF observados, en torno a 0,4. De nuevo esto es consistente con la ausencia de tendencias por cohorte en la proporción de mujeres que quieren tener menos de dos hijos en la FFS de 1995, situada en torno al 12% (Delgado y Castro Martín, 1999: 158-159).

Son los nacimientos de orden 3 y superior los que sí que han experimentado una caída importante de la intensidad a lo largo del período estudiado. Aquí sí que se trata de un efecto intensidad real, siendo relativamente menor el efecto calendario. La tendencia a la baja ha sido permanente a lo largo de todo el período analizado y espectacular en su magnitud: los niveles actuales son tres veces menores que los de mediados de los setenta para los terceros nacimientos y unas diez veces menores para los cuartos y sucesivos nacimientos.

⁸ Existe una relación similar entre el ISF de período para el orden de nacimiento i y las probabilidades en una cohorte de llegar a tener al menos i hijos a la que existe entre el ISF de período total y la fecundidad completada de cohorte.

En el gráfico 8 aparecen el ISF observado así como los distintos ajustes. Vemos que el índice ajustado de Bongaarts y Feeney (BF) está por encima del índice de Ryder durante la mayor parte del período. Esto se debe a que el método de Ryder subestimaba el efecto calendario al no considerar la interacción entre la proporción de nacimientos por paridad y la intensidad de la fecundidad. El índice de Bongaarts y Feeney muestra una caída más o menos regular de la intensidad de la fecundidad una vez descontado el efecto calendario desde niveles en torno a 2,5 hasta niveles en torno a 1,5. El nivel de reemplazo fue sobrepasado en torno al año 1983 y a partir de ese momento la intensidad de la fecundidad ha estado siempre por debajo de este nivel, en la mayor parte de los casos en cifras en torno a 1,8. Esto sugiere que, incluso considerando el hecho de que los hijos se tienen a una edad cada vez más tardía, las generaciones que en la actualidad están teniendo hijos no tendrán suficientes para reemplazarlas. La disminución de la población española en un futuro próximo por factores naturales parece, por lo tanto, prácticamente segura.

En base a estos elementos podemos caracterizar lo que sería la segunda transición de la fecundidad española⁹. Se trata de una caída de la fecundidad por debajo del nivel de reemplazo que tiene lugar, sobre todo, mediante la reducción de los terceros y ulteriores nacimientos. Los primeros y segundos hijos se acaban teniendo casi con la misma intensidad que anteriormente, pero a una edad más avanzada. Si comparamos el caso español con otros países que han experimentado caídas importantes en la fecundidad, como los países de Europa del Este (Philipov y Kohler, 2000), vemos que también en estos casos el retraso del calendario es el responsable de gran parte de los cambios en la fecundidad de los primeros órdenes. La diferencia radica en que mientras en la Europa del Este la edad media a la maternidad está todavía en torno a los 25-26 años, en España está en torno a los 30, que es de las más tardías entre las europeas. La implicación que tiene esto es que en Europa del Este podrían seguir observándose durante bastante tiempo tasas muy bajas debido al efecto calendario, mientras que en España este proceso de retraso probablemente se desacelerará. Esto ya lo estamos observando en los primeros nacimientos. Si la intensidad de la fecundidad no cambia es previsible que los ISF observados se acerquen en un futuro relativamente cercano a los ISF ajustados que se proponen.

EL MÉTODO DE KOHLER Y PHILIPOV Y EL EFECTO VARIANZA

La caída de la fecundidad reciente en algunos países europeos difiere del marco propuesto por Bongaarts y Feeney en un aspecto importante: el incre-

⁹ Sobre la idea de la segunda transición de la fecundidad, ver Van de Kaa (1987), Cliquet (1991). Se aplica la idea al caso español en Rodríguez Sumaza (1994), Alberdi (1995), Reher (1996: 368), Valero Lobo (1997). No se trata de un caso único, sino que presenta elementos comunes con otros países del sur de Europa como Italia.

mento de la edad media a la maternidad ha ido frecuentemente acompañado de cambios en la varianza del calendario de la fecundidad. En varios países la varianza del calendario de primeros nacimientos ha aumentado, mientras que la de nacimientos de orden superior ha disminuido (Kohler y Philipov, 2001). Estos cambios en la varianza son importantes desde al menos dos puntos de vista. En primer lugar, parecen ser característicos de la reciente caída de la fecundidad en estos países y puede que, por lo tanto, recojan aspectos de la transición en la fecundidad más allá de los efectos calendario e intensidad. En segundo lugar, estos cambios en la varianza son problemáticos en el contexto de los ajustes de Bongaarts y Feeney: una de las hipótesis básicas de este ajuste es la ausencia de interacciones edad-período o cambios en la forma del calendario de fecundidad. Los cambios en la varianza mencionados implican cambios en la forma del calendario y, por lo tanto, representan un incumplimiento de las hipótesis subyacentes de la fórmula de Bongaarts y Feeney cuyas consecuencias prácticas merece la pena estudiar.

Para investigar estos efectos de varianza, Kohler y Philipov (2001) generalizan el método de Bongaarts y Feeney. Proponen modificar la fórmula BF de modo que permita cambios en la varianza del calendario. Esta extensión relaja la hipótesis del modelo B-F de no existencia de interacciones edad-período. En el análisis de Kohler y Philipov se permite que el efecto calendario varíe con la edad de una manera sistemática, y que la varianza del calendario de fecundidad cambie a lo largo del tiempo. Los resultados obtenidos indican que el ajuste de Bongaarts y Feeney es relativamente sensible a cambios en la varianza, en particular cuando las tasas de cambio en la varianza no son constantes. Kohler y Philipov muestran que la aplicación del ajuste B-F a períodos en que aumentan simultáneamente la edad media y la varianza lleva a un sesgo a la baja en la edad media estimada y en su tasa de cambio.

La derivación formal de estos resultados excede los límites de este artículo, pero la idea es sencilla. El motivo subyacente principal del ajuste de Bongaarts y Feeney es que la presencia de un efecto calendario reduce los niveles de fecundidad observados. Mientras que en Bongaarts y Feeney estos efectos son idénticos para todas las edades, los efectos calendario de Kohler y Philipov pueden depender de la edad. Si, por ejemplo, los efectos calendario se concentran relativamente en las edades por encima de la media, la desviación típica del calendario de fecundidad aumenta cuando aumenta la edad media. Este incremento en la desviación típica es el llamado *efecto de varianza*. La presencia de efectos varianza puede detectarse observando los cambios en la desviación típica del calendario de fecundidad, de modo similar a como medíamos los efectos calendario a través de los cambios en la edad media a la maternidad.

Cuando los efectos calendario dependen de la edad, las tasas de fecundidad a las distintas edades se ven afectadas de forma diferente por el retraso de los nacimientos. Cuando la varianza aumenta, el efecto calendario es relativamente menos importante para las edades debajo de la media. Eso hará que estas tasas específicas por edades se vean reducidas en menor medida por el retraso

de los nacimientos. Esto quiere decir que las tasas para las edades menores que la media difieren menos que las mayores de las tasas que se habrían observado en ausencia de cambios en el calendario o en la varianza. Este efecto diferencial del retraso implica que la edad media al nacimiento observada está sesgada hacia abajo en los períodos en que aumenta la varianza. Esta distorsión ocurre porque los cambios en el calendario afectan más negativamente a la fecundidad de las edades más altas. Este sesgo en la edad media lleva a infravalorar los efectos calendario cuando los estimamos a través del cambio en la edad media a la maternidad. Este efecto lleva, a su vez, a un sesgo a la baja en el ISF ajustado.

En la práctica, mientras que el método B-F requiere ajustar los ISF en base a la edad media observada, el enfoque de Kohler y Philipov realiza un ajuste adicional en la edad media para eliminar las distorsiones causadas por los cambios de varianza. El ajuste del ISF se basa entonces en los efectos calendario obtenidos a partir de la serie de edades medias ajustadas. La importancia de los efectos de varianza y de la necesidad de ajustar la edad media al nacimiento se ilustra en el gráfico 6. Los paneles superiores muestran un efecto varianza puro, es decir, un incremento en la varianza del calendario de fecundidad sin que cambien la intensidad ni el calendario. Para mayor sencillez nos centramos en un único orden de nacimiento, digamos primeros nacimientos¹⁰. El panel de la derecha muestra cómo se transforma el calendario de la fecundidad con un crecimiento del 15% en el logaritmo de la desviación típica de los nacimientos. El segundo panel muestra la evolución de la desviación típica del calendario de fecundidad a lo largo del tiempo, iniciándose la transición en el período 10. Al tratarse de un efecto varianza puro la verdadera edad media a la maternidad no se ve alterada, como se indica en el tercer panel. Sin embargo, las distorsiones causadas por el efecto varianza hacen que la edad media observada caiga durante el período en que se incrementa la varianza. Si aplicáramos la fórmula de Bongaarts y Feeney estimaríamos, por lo tanto, un efecto calendario negativo, es decir, un adelanto de la fecundidad. En el panel de la derecha observamos cómo esto ocasionaría que el ISF ajustado de Bongaarts y Feeney se sitúe por debajo del ISF observado. Se trata de un ajuste erróneo que indica una caída de la intensidad de la fecundidad inexistente. En contraste, la aplicación del método de Kohler y Philipov corrige en gran medida las distorsiones causadas por los efectos de varianza. La edad media corregida por el método de Kohler y Philipov apenas se ve afectada por el cambio de varianza, en contraste con la edad media observada. De este modo, el ISF ajustado de Kohler y Philipov que incorpora el efecto varianza es muy cercano a la verdadera intensidad, que no se ha modificado durante el período.

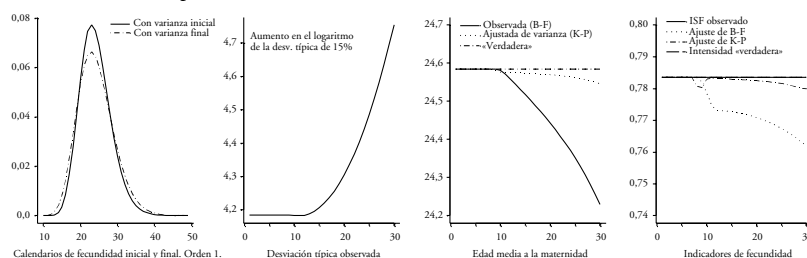
El efecto combinado de cambios en la varianza y en el calendario se presenta en el gráfico 6(b). Al cambio de variabilidad anterior se le añade un

¹⁰ El calendario inicial es una versión suavizada del de los primeros nacimientos en España en 1981.

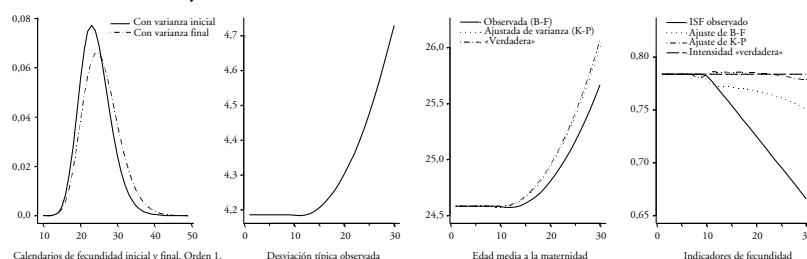
GRÁFICO 6

Aplicación del método de Kohler y Philipov: efectos varianza

(a) Efecto varianza puro



(b) Efectos varianza y calendario



incremento en la edad media a la maternidad de 1,5 años. En el tercer panel se comparan la verdadera edad a la maternidad con la edad media observada y la corregida de efectos de varianza por el método de Kohler-Philipov. El gráfico muestra con claridad que si nos basamos, como hace el método B-F, en la edad media observada estaremos infravalorando los incrementos en la edad media a lo largo del tiempo. Esto nos lleva entonces a subestimar el efecto calendario. Las implicaciones de este sesgo pueden verse en el panel de la derecha. De nuevo la verdadera intensidad de la fecundidad permanece constante. El ISF observado se reduce entonces por la presencia de efectos calendario y varianza. El ISF' ajustado de B-F revela que parte de la caída observada en la fecundidad se debe al efecto calendario, pero no consigue captar correctamente la magnitud de este efecto. Esto lleva a estimar a la baja la verdadera intensidad, que había permanecido constante durante todo el período. El método de Kohler y Philipov, por su parte, es capaz de identificar correctamente las distorsiones derivadas del efecto varianza, y la estimación de la intensidad obtenida por este método es casi coincidente con la real. En situaciones en que la varianza del calendario está cambiando a lo largo del tiempo es importante, por lo tanto, el

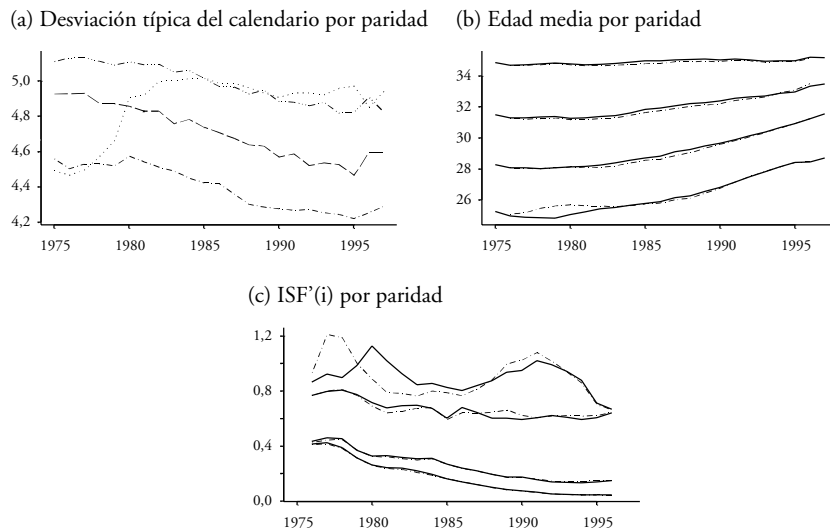
incorporar los efectos varianza al ajuste del ISF. De este modo se consiguen reflejar de forma más apropiada los efectos intensidad y calendario de la fecundidad.

Los resultados de aplicar el método de Kohler y Philipov al caso español se resumen en el gráfico 7. El panel (a) presenta la evolución de la desviación típica del calendario de fecundidad para los distintos órdenes de nacimiento. Destacan las tendencias separadas de la variabilidad de la fecundidad para el primer orden de nacimiento y el resto. La desviación típica del primer orden aumentó de manera notable durante los primeros diez años de la muestra, para estabilizarse después. Esto implica que durante los años de la transición va aumentando el rango de edades en las cuales se tiene el primer hijo.

El resto de las paridades muestra, sin embargo, una reducción en la desviación típica prácticamente a lo largo de todo el período. ¿A qué se debe este patrón separado? La explicación es sencilla: el retraso de la edad al primer nacimiento ocasiona una necesaria compresión del resto de nacimientos en menos tiempo dados los límites impuestos por la biología de la mujer. Se trata, por lo tanto, de una característica propia de la segunda transición de la fecundidad en España, en la que una parte de las mujeres retrasa la edad a la que tiene el primer hijo pero luego intenta completar en menos tiempo la fecundidad que desea.

GRÁFICO 7

Efectos varianza en España

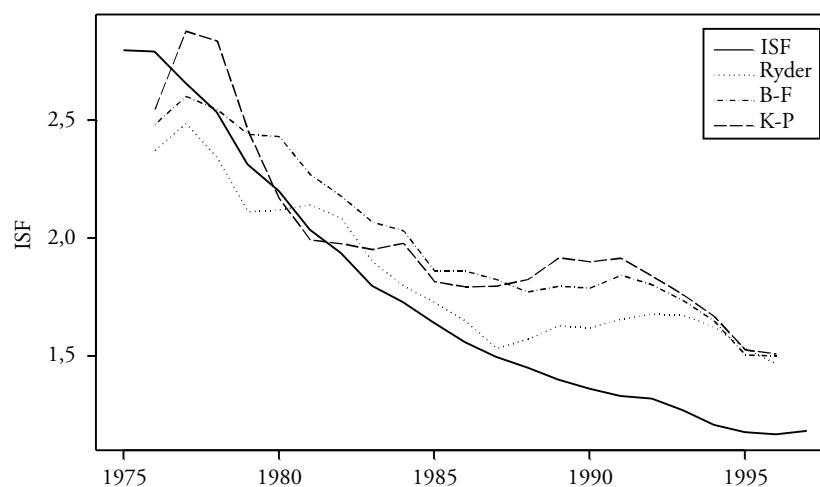


El panel 7(b) muestra el resultado de aplicar el ajuste de varianza de Kohler y Philipov al cálculo de las edades medias para cada paridad. Destacan las correcciones a la edad al primer nacimiento antes de 1980, que llegan hasta 0,8 años. Son lo suficientemente importantes para indicar que la aparente caída (aunque pequeña) de la edad a la primera maternidad de los últimos setenta puede deberse exclusivamente a los sesgos en el cálculo de la edad media debidos a las modificaciones que se estaban registrando en el calendario de la fecundidad. El resto de los cambios no son excesivamente importantes, en contraste con otros casos como Suecia, donde la variabilidad de la fecundidad se ha mostrado más cambiante (Kohler y Philipov, 2001). Para los órdenes superiores al primero se observa que la edad media observada está por encima de la ajustada debido a la reducción indicada en la variabilidad del calendario. El panel 7(c) muestra los ISF'(i) ajustados por los procedimientos B-F y K-P. Los resultados no difieren en exceso salvo para los primeros nacimientos en los primeros años de la muestra. Es de reseñar que aunque los cambios en la desviación típica desde 1980 a esta parte sean menores para los primeros nacimientos, los efectos varianza sobre la fecundidad son mayores. Esto se debe sencillamente a la mayor intensidad de los primeros nacimientos.

En la figura 8 observamos que la incorporación de los efectos varianza al cálculo de la intensidad modifica en parte los rasgos más salientes de la caída de la fecundidad. En vez de la idea de caída continua que señalaba el índice de

GRÁFICO 8

ISF e ISF' ajustados por distintos procedimientos



Bongaarts y Feeney, el de Kohler y Philipov destaca más la caída radical entre 1978 y 1981, años en los que se asienta la transición política. En este corto período la intensidad de la fecundidad cae desde niveles por encima de 2,8 hasta niveles por debajo de 2. Desde 1981 en adelante la fecundidad es mucho más estable. Sigue marcándose la caída de mediados de los ochenta, en que se bajaría de 1,8; vuelve a aumentar la fecundidad en los primeros noventa, llegando a 1,92 en 1991, y parece que a partir de ese momento la intensidad de la fecundidad vuelve a caer de nuevo. Los últimos niveles, en torno a 1,5, serían los más bajos. Se trata de una caída importante, a un ritmo regular de 0,1 hijos por año. La pregunta obvia es hasta dónde continuará esta caída en la intensidad que puede estar indicándonos que algunos de los nacimientos retrasados son retrasados indefinidamente. Aun así, existe una gran diferencia entre los índices ajustados y los observados, en torno a 0,35. Esto sigue enfatizando la importancia de los efectos calendario en la comprensión de la reciente caída de la fecundidad española.

VALORACIÓN DE RESULTADOS

El propósito que nos marcamos al iniciar el artículo era el de separar los efectos intensidad y calendario de la evolución del Índice Sintético de Fecundidad en España. Los resultados se resumen en el gráfico 8 y en el apéndice de datos. Los tres procedimientos de ajuste aplicados muestran una historia parecida: una parte muy importante de la reciente caída de la fecundidad en España refleja únicamente el hecho de que se están retrasando las edades al tener hijos. No hay indicios de que se haya reducido excesivamente la intensidad de la fecundidad, salvo quizás a partir de 1991. Aun cuando la descendencia final de las generaciones españolas que concentran su fecundidad en los años posteriores a 1985 es prácticamente seguro que esté situada por debajo del nivel de reemplazo, es previsible que su nivel esté considerablemente más cerca del indicado por los índices ajustados (por encima de 1,5) que de los niveles tan extremadamente bajos que señalan los índices de período en la actualidad.

Dicho esto, las transformaciones en la fecundidad española de este final de siglo han sido muy importantes. El calendario de la fecundidad se ha retrasado de forma muy notable, especialmente para los primeros nacimientos. Los primeros hijos se tienen más tarde, después de los 28 años. Seguirán siendo mayoría las mujeres que lleguen a la maternidad, aunque podrá registrarse un pequeño aumento del porcentaje de las que no tengan hijos. Los segundos nacimientos se han retrasado a un ritmo parecido al de los primeros, aunque de momento apenas se ha visto afectada su intensidad. Sí que podría ocurrir en el futuro próximo que disminuya algo la intensidad de los segundos nacimientos como resultado de la disminución en los últimos años de la intensidad para los primeros nacimientos, con la consiguiente reducción del conjunto de posibles madres.

Este retraso de la maternidad está asociado a otras dos características no

completamente independientes: la disminución en la intensidad de la fecundidad para los nacimientos de orden 3 y superiores, y la compresión del calendario de la fecundidad para los segundos nacimientos y siguientes. La primera es particularmente notable, con la práctica desaparición de los hijos de orden 4 y superior. La segunda es lógica y se debe a las limitaciones biológicas de la fertilidad de la mujer.

Todo este análisis nos permite indicar algunas tendencias futuras en la fecundidad española. El retraso de la edad al nacimiento, aunque ha comenzado a mostrar ciertos síntomas de desacelerarse para los primeros nacimientos, es todavía muy importante. Esto indica que los efectos calendario en la fecundidad española seguirán siendo importantes durante unos años. Esto causará que los Índices Sintéticos de Fecundidad observados seguirán siendo muy bajos. Sin embargo, este fenómeno tendrá que acabar en algún momento: no se pueden retrasar sin límite las edades al tener hijos. Previsiblemente, primero dejarán de retrasarse los primeros nacimientos. Esto puede suponer en torno a un 0,1 de aumento en el ISF observado. Después irá estabilizándose la edad media al segundo nacimiento. En estos momentos el retraso de la edad contribuye a disminuir el ISF en 0,2 hijos por mujer. Para predecir los niveles totales del ISF futuros tendríamos que extrapolar el comportamiento de los ISF(i) ajustados para el primero y el segundo nacimiento. Parece que la intensidad en los primeros nacimientos está cayendo en los últimos años. Éste será un factor importante para determinar cuáles sean los niveles futuros de la fecundidad. La intensidad de los segundos nacimientos parece mucho más estable, aunque quizás caiga algo en el futuro como resultado de la repercusión de la caída de los primeros nacimientos. Si llegan a niveles de 0,7 y 0,5, combinado con la contribución de 0,2 hijos de los nacimientos de orden superior, podríamos regresar a unos ISF en torno a 1,4. Esto es claramente mayor que los niveles actuales, en torno a 1, pero todavía muy alejado de niveles de reemplazo¹¹.

El hecho de que la fecundidad vaya a aumentar en el futuro no quiere decir que no nos deba preocupar el tema. En primer lugar, no es previsible que los aumentos lleven al ISF por encima del nivel de reemplazo. La disminución de la población española durante buena parte del siglo XXI es en este sentido algo que debemos asumir. En segundo lugar, el hecho de que los ISF estén durante un largo número de años en unos niveles extremadamente bajos, independientemente de que ello se deba a efecto calendario o efecto intensidad, tendrá consecuencias futuras importantes en términos de la composición por edades de la población. Las generaciones más pequeñas podrán verse beneficiadas al incorporarse al mercado de trabajo (Macunovich, 1998, 1999), aunque se verán afectadas de forma negativa desde el punto de vista del sistema de pensiones.

¹¹ La indicación de un futuro repunte de la fecundidad es compartida, por distintas razones, por otros demógrafos como Delgado Pérez y Fernández Cordon (1989: 14), Cabré (1993) y Reher (1996: 368). Otros autores, como Valero Lobo (1997) o Alberdi (1999), no parecen compartir esta idea.

REFERENCIAS

- ALBERDI, Inés (dir.) (1995): *Informe sobre la situación social de la familia en España*, Madrid: Ministerio de Asuntos Sociales.
- (1999): *La nueva familia española*, Madrid: Taurus.
- BONGAARTS, J. (1999): «The fertility impact of changes in the timing of childbearing in the developing world», en *Population Studies*, 53 (3): 277-289.
- BONGAARTS, J., y FEENEY, G. (1998): «On the quantum and tempo of fertility», en *Population and Development Review*, 24 (2): 271-291.
- CABRÉ, Anna (1993): «Volverán tórtolos y cigüeñas», en L. Garrido Molina y E. Gil Calvo (eds.), *Estrategias Familiares*, Madrid: Alianza Editorial, pp. 113-131.
- CASTRO MARTÍN, Teresa (1992): «Delayed childbearing in contemporary Spain: trends and differentials», en *European Journal of Population*, 8: 217-246.
- CLIQUET, R. (1991): «The second demographic transition: fact or fiction?», en *Population Studies*, n.º 23, Estrasburgo: Council of Europe.
- DELGADO, Margarita (1993): «Cambios recientes en el proceso de formación de la familia», en *REIS*, 64: 123-153.
- DELGADO, Margarita, y CASTRO MARTÍN, Teresa (1998): *Encuesta de fecundidad y familia 1995 (FFS)*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- DELGADO PÉREZ, Margarita, y FERNÁNDEZ CORDÓN, Juan Antonio (1989): *La fecundidad en España desde 1975*, Madrid: Instituto de Demografía, Documentos de Trabajo, 3.
- FERNÁNDEZ CORDÓN, Juan Antonio (1987): «Análisis longitudinal de la fecundidad en España», en A. Olano Rey (ed.), *Tendencias de la fecundidad y la planificación económica*, Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda, pp. 49-75.
- (1994): *La fecundidad de las generaciones en España*, Documento de Trabajo n.º 12, Madrid: Instituto de Demografía, CSIC.
- GJONCA, A., y SMALLWOOD, S. (1999): «Alternative approaches to the analysis of fertility trends in lowest low fertility countries, and their application to British data in an international context», Londres: London School of Economics, Ponencia presentada en Rostock, Alemania: Workshop on Lowest Low Fertility, Max Planck Institute for Demographic Research, diciembre 1999.
- INE (varios años): *Movimiento Natural de la Población*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- KOHLER, Hans-Peter, y ORTEGA, José Antonio (2002a): «Tempo-adjusted Parity progression measures, fertility postponement and completed cohort fertility», en *Demographic Research*, 6 (6): 91-144.
- (2002b): «Tempo-adjusted parity progression measures: assessing the implications of delayed childbearing for cohort fertility in Sweden, the Netherlands and Spain», en *Demographic Research*, 6 (7): 145-190.
- KOHLER, Hans-Peter, y PHILIPPOV, Dimiter (2001): «Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula», en *Demography*, 38 (1): 1-16.
- LESTHAEGHE, Ron, y WILLEMS, Paul (1999): «Is low fertility a temporary phenomenon in the European Union», en *Population and Development Review*, 25 (2): 211-229.
- MACUNOVICH, Diane J. (1998): «Fertility and the Easterlin hypothesis: An assessment of the literature», en *Journal of Population Economics*, 11: 53-111.
- (1999): «The fortunes of one's birth: Relative cohort size and the youth labor market in the United States», en *Journal of Population Economics*, 12: 215-272.
- MUÑOZ PÉREZ, Francisco (1987): «Le déclin de la fécondité dans le Sud de l'Europe», en *Population*, 42 (6): 911-942.
- NÍ BHROLCHÁIN, Máire (1992): «Period paramount? A critique of the cohort approach to fertility», en *Population and Development Review*, 18: 599-629.
- OLANO REY, Alberto (1987): «La caída actual de la fecundidad: ¿tendencia secular o fluctuación?», en A. Olano Rey (ed.), *Tendencias de la fecundidad y la planificación económica*, Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda, pp. 77-88.
-

- PHILIPPOV, Dimiter, y KOHLER, Hans-Peter (2000): «Tempo effects in the fertility decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, and Russia», en *European Journal of Population*, vol. 17 (1): 37-60.
- PULLUM, T. W. (1980): «Separating age, period and cohort effects in white US fertility, 1920-70», en *Social Science Research*, 9: 225-244.
- REHER, David Sven (1996): *La familia en España. Pasado y Presente*, Madrid: Alianza Editorial.
- REQUENA, Miguel (1997): «Sobre el calendario reproductivo de las mujeres españolas», en *REIS*, 79: 43-79.
- RODRÍGUEZ SUMAZA, Carmen (1994): *Ciclos Demográficos: Una Perspectiva Socioeconómica*, Valladolid: Secretariado de Publicaciones de la Universidad de Valladolid.
- RYDER, Norman B. (1956): «Problems of trend determination during a transition in fertility», en *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 34: 5-21.
- (1983): «Cohort and period measures of changing fertility», en Rodolfo A. Bulatao y Ronald D. Lee (eds.), *Determinants of fertility in developing countries*, Nueva York: Academic Press, vol. 2, pp. 737-756.
- VALERO LOBO, Ángeles (1997): «La fecundidad en España. ¿Caída sin límites o recuperación? Hacia un nuevo régimen demográfico», en *Política y Sociedad*, 26: 25-39.
- VAN DE KAA, Dirk J. (1987): «Europe's second demographic transition», en *Population Bulletin*, 42 (1), Population Reference Bureau.

APÉNDICE DE DATOS

Todos los nacimientos

| | ISF | EMM | Intensidad | | | Calendario [r]* | | | Varianza |
|------------|------|-------|------------|------|------|-----------------|--------|--------|----------|
| | | | Ryder | B-F | K-P | Ryder | B-F | K-P | |
| 1975 | 2,80 | 28,82 | | | | | | | 33,97 |
| 1976 | 2,79 | 28,54 | 2,37 | 2,48 | 2,55 | -0,176 | -0,124 | -0,096 | 33,87 |
| 1977 | 2,66 | 28,47 | 2,49 | 2,60 | 2,88 | -0,068 | -0,021 | 0,077 | 34,05 |
| 1978 | 2,53 | 28,40 | 2,34 | 2,55 | 2,84 | -0,082 | 0,005 | 0,107 | 34,08 |
| 1979 | 2,31 | 28,30 | 2,11 | 2,44 | 2,46 | -0,094 | 0,053 | 0,059 | 34,29 |
| 1980 | 2,20 | 28,22 | 2,12 | 2,43 | 2,17 | -0,037 | 0,096 | -0,014 | 34,18 |
| 1981 | 2,03 | 28,23 | 2,14 | 2,27 | 1,99 | 0,050 | 0,104 | -0,021 | 33,27 |
| 1982 | 1,94 | 28,32 | 2,09 | 2,18 | 1,98 | 0,072 | 0,111 | 0,021 | 33,09 |
| 1983 | 1,80 | 28,37 | 1,90 | 2,07 | 1,95 | 0,054 | 0,131 | 0,080 | 32,64 |
| 1984 | 1,73 | 28,43 | 1,80 | 2,03 | 1,98 | 0,040 | 0,151 | 0,128 | 32,29 |
| 1985 | 1,64 | 28,45 | 1,73 | 1,86 | 1,82 | 0,051 | 0,119 | 0,097 | 31,80 |
| 1986 | 1,56 | 28,53 | 1,65 | 1,86 | 1,79 | 0,056 | 0,163 | 0,132 | 30,73 |
| 1987 | 1,50 | 28,56 | 1,53 | 1,83 | 1,80 | 0,025 | 0,181 | 0,168 | 30,09 |
| 1988 | 1,45 | 28,58 | 1,57 | 1,77 | 1,83 | 0,078 | 0,182 | 0,206 | 29,30 |
| 1989 | 1,40 | 28,72 | 1,63 | 1,80 | 1,92 | 0,142 | 0,222 | 0,271 | 28,26 |
| 1990 | 1,36 | 28,86 | 1,62 | 1,79 | 1,90 | 0,160 | 0,239 | 0,284 | 27,40 |
| 1991 | 1,33 | 29,04 | 1,66 | 1,84 | 1,92 | 0,198 | 0,279 | 0,306 | 26,86 |
| 1992 | 1,32 | 29,26 | 1,68 | 1,80 | 1,84 | 0,215 | 0,269 | 0,284 | 26,18 |
| 1993 | 1,27 | 29,47 | 1,67 | 1,74 | 1,76 | 0,242 | 0,269 | 0,280 | 25,60 |
| 1994 | 1,21 | 29,74 | 1,62 | 1,65 | 1,67 | 0,256 | 0,267 | 0,276 | 25,38 |
| 1995 | 1,18 | 29,98 | 1,53 | 1,51 | 1,53 | 0,232 | 0,219 | 0,230 | 24,98 |
| 1996 | 1,17 | 30,20 | 1,47 | 1,50 | 1,51 | 0,205 | 0,223 | 0,227 | 24,94 |
| 1997 | 1,18 | 30,39 | | | | | | | 25,39 |

* Calendario: Se trata de una medida del efecto calendario medida en tanto por uno de nacimientos que no se observan por el retraso. En el caso del método de Ryder, coincide con r, el retraso en la edad media a la maternidad.

Primeros nacimientos

| | <i>Bongaarts-Feeney</i> | | | | | <i>Kohler-Philipov</i> | | |
|------------|-------------------------|---------------|-------------|----------------|-----------------|------------------------|--------------|----------------|
| | <i>ISF(1)</i> | <i>EMM(1)</i> | <i>r(1)</i> | <i>ISF'(1)</i> | <i>Varianza</i> | <i>EMM'(1)</i> | <i>r'(1)</i> | <i>ISF'(1)</i> |
| 1975 | 1,01 | 25,26 | | | 20,18 | | | |
| 1976 | 1,02 | 24,97 | -0,18 | 0,87 | 19,96 | 25,10 | -0,14 | 0,94 |
| 1977 | 0,98 | 24,89 | -0,06 | 0,92 | 20,22 | 25,20 | 0,08 | 1,21 |
| 1978 | 0,93 | 24,85 | -0,04 | 0,90 | 20,91 | 25,48 | 0,15 | 1,19 |
| 1979 | 0,89 | 24,82 | 0,10 | 0,99 | 21,72 | 25,63 | 0,19 | 1,00 |
| 1980 | 0,89 | 25,05 | 0,21 | 1,13 | 24,08 | 25,71 | 0,07 | 0,89 |
| 1981 | 0,83 | 25,24 | 0,18 | 1,02 | 24,22 | 25,63 | -0,06 | 0,79 |
| 1982 | 0,80 | 25,42 | 0,14 | 0,93 | 25,00 | 25,61 | -0,04 | 0,78 |
| 1983 | 0,75 | 25,52 | 0,12 | 0,85 | 25,02 | 25,59 | 0,01 | 0,76 |
| 1984 | 0,74 | 25,65 | 0,13 | 0,85 | 25,15 | 25,66 | 0,07 | 0,80 |
| 1985 | 0,73 | 25,79 | 0,12 | 0,83 | 25,20 | 25,75 | 0,08 | 0,79 |
| 1986 | 0,66 | 25,90 | 0,17 | 0,80 | 24,88 | 25,82 | 0,14 | 0,77 |
| 1987 | 0,69 | 26,14 | 0,18 | 0,84 | 24,89 | 26,02 | 0,16 | 0,82 |
| 1988 | 0,69 | 26,26 | 0,21 | 0,88 | 24,62 | 26,13 | 0,23 | 0,88 |
| 1989 | 0,68 | 26,57 | 0,28 | 0,94 | 24,34 | 26,46 | 0,33 | 1,00 |
| 1990 | 0,66 | 26,81 | 0,30 | 0,95 | 24,10 | 26,77 | 0,35 | 1,03 |
| 1991 | 0,67 | 27,16 | 0,35 | 1,02 | 24,33 | 27,17 | 0,38 | 1,08 |
| 1992 | 0,67 | 27,51 | 0,32 | 0,99 | 24,33 | 27,54 | 0,34 | 1,02 |
| 1993 | 0,65 | 27,81 | 0,31 | 0,94 | 24,24 | 27,85 | 0,31 | 0,94 |
| 1994 | 0,62 | 28,13 | 0,30 | 0,88 | 24,58 | 28,16 | 0,28 | 0,86 |
| 1995 | 0,60 | 28,41 | 0,17 | 0,71 | 24,73 | 28,42 | 0,15 | 0,70 |
| 1996 | 0,57 | 28,46 | 0,14 | 0,67 | 23,55 | 28,46 | 0,14 | 0,67 |
| 1997 | 0,60 | 28,69 | | | 24,43 | | | |

Segundos nacimientos

| | <i>Bongaarts-Feeney</i> | | | | | <i>Kohler-Philipov</i> | | |
|------------|-------------------------|---------------|-------------|----------------|-----------------|------------------------|--------------|----------------|
| | <i>ISF(2)</i> | <i>EMM(2)</i> | <i>r(2)</i> | <i>ISF'(2)</i> | <i>Varianza</i> | <i>EMM'(2)</i> | <i>r'(2)</i> | <i>ISF'(2)</i> |
| 1975 | 0,84 | 28,27 | | | 20,80 | | | |
| 1976 | 0,85 | 28,08 | -0,10 | 0,77 | 20,30 | 28,08 | -0,10 | 0,77 |
| 1977 | 0,82 | 28,07 | -0,03 | 0,80 | 20,52 | 28,07 | -0,03 | 0,80 |
| 1978 | 0,80 | 28,02 | 0,01 | 0,81 | 20,55 | 28,03 | 0,01 | 0,81 |
| 1979 | 0,73 | 28,08 | 0,06 | 0,77 | 20,43 | 28,09 | 0,05 | 0,77 |
| 1980 | 0,69 | 28,14 | 0,04 | 0,72 | 20,94 | 28,14 | 0,00 | 0,69 |
| 1981 | 0,65 | 28,15 | 0,05 | 0,68 | 20,64 | 28,10 | -0,01 | 0,64 |
| 1982 | 0,62 | 28,23 | 0,11 | 0,69 | 20,37 | 28,12 | 0,06 | 0,65 |
| 1983 | 0,58 | 28,37 | 0,17 | 0,70 | 20,16 | 28,21 | 0,16 | 0,68 |
| 1984 | 0,56 | 28,57 | 0,17 | 0,67 | 19,82 | 28,42 | 0,18 | 0,68 |
| 1985 | 0,53 | 28,72 | 0,12 | 0,60 | 19,58 | 28,58 | 0,11 | 0,60 |
| 1986 | 0,55 | 28,81 | 0,19 | 0,68 | 19,54 | 28,63 | 0,16 | 0,64 |
| 1987 | 0,50 | 29,10 | 0,22 | 0,65 | 19,02 | 28,87 | 0,23 | 0,64 |
| 1988 | 0,49 | 29,26 | 0,19 | 0,60 | 18,51 | 29,06 | 0,25 | 0,65 |
| 1989 | 0,48 | 29,48 | 0,21 | 0,60 | 18,38 | 29,36 | 0,27 | 0,66 |
| 1990 | 0,47 | 29,67 | 0,20 | 0,59 | 18,30 | 29,62 | 0,23 | 0,62 |
| 1991 | 0,46 | 29,88 | 0,23 | 0,61 | 18,22 | 29,84 | 0,24 | 0,61 |
| 1992 | 0,46 | 30,14 | 0,26 | 0,62 | 18,27 | 30,09 | 0,26 | 0,62 |
| 1993 | 0,45 | 30,39 | 0,26 | 0,61 | 18,10 | 30,35 | 0,28 | 0,62 |
| 1994 | 0,43 | 30,66 | 0,27 | 0,59 | 18,02 | 30,65 | 0,30 | 0,62 |
| 1995 | 0,43 | 30,93 | 0,29 | 0,61 | 17,83 | 30,95 | 0,31 | 0,62 |
| 1996 | 0,44 | 31,24 | 0,31 | 0,64 | 18,11 | 31,27 | 0,31 | 0,65 |
| 1997 | 0,44 | 31,55 | | | 18,42 | | | |

Terceros nacimientos

| | <i>Bongaarts-Feeney</i> | | | | | <i>Kohler-Philipov</i> | | |
|------------|-------------------------|---------------|-------------|----------------|-----------------|------------------------|--------------|----------------|
| | <i>ISF(3)</i> | <i>EMM(3)</i> | <i>r(3)</i> | <i>ISF'(3)</i> | <i>Varianza</i> | <i>EMM'(3)</i> | <i>r'(3)</i> | <i>ISF'(3)</i> |
| 1975 | 0,48 | 31,49 | | | 24,28 | | | |
| 1976 | 0,48 | 31,30 | -0,09 | 0,44 | 24,29 | 31,26 | -0,11 | 0,43 |
| 1977 | 0,45 | 31,30 | 0,02 | 0,46 | 24,33 | 31,23 | 0,00 | 0,45 |
| 1978 | 0,43 | 31,34 | 0,04 | 0,45 | 23,77 | 31,25 | 0,03 | 0,45 |
| 1979 | 0,38 | 31,38 | -0,04 | 0,37 | 23,74 | 31,30 | -0,03 | 0,37 |
| 1980 | 0,34 | 31,26 | -0,04 | 0,33 | 23,60 | 31,19 | -0,05 | 0,33 |
| 1981 | 0,31 | 31,30 | 0,06 | 0,33 | 23,32 | 31,20 | 0,04 | 0,32 |
| 1982 | 0,29 | 31,38 | 0,08 | 0,32 | 23,32 | 31,26 | 0,06 | 0,31 |
| 1983 | 0,27 | 31,45 | 0,12 | 0,31 | 22,65 | 31,31 | 0,12 | 0,30 |
| 1984 | 0,25 | 31,62 | 0,19 | 0,31 | 22,88 | 31,47 | 0,19 | 0,31 |
| 1985 | 0,23 | 31,83 | 0,15 | 0,27 | 22,46 | 31,67 | 0,14 | 0,27 |
| 1986 | 0,21 | 31,93 | 0,12 | 0,24 | 22,17 | 31,77 | 0,12 | 0,24 |
| 1987 | 0,19 | 32,08 | 0,14 | 0,22 | 21,86 | 31,91 | 0,15 | 0,22 |
| 1988 | 0,17 | 32,21 | 0,11 | 0,19 | 21,53 | 32,06 | 0,11 | 0,20 |
| 1989 | 0,16 | 32,29 | 0,09 | 0,17 | 21,46 | 32,14 | 0,09 | 0,17 |
| 1990 | 0,15 | 32,38 | 0,14 | 0,17 | 20,90 | 32,23 | 0,15 | 0,17 |
| 1991 | 0,14 | 32,57 | 0,13 | 0,16 | 21,05 | 32,43 | 0,16 | 0,16 |
| 1992 | 0,13 | 32,65 | 0,06 | 0,14 | 20,46 | 32,56 | 0,11 | 0,15 |
| 1993 | 0,12 | 32,70 | 0,11 | 0,14 | 20,59 | 32,66 | 0,18 | 0,15 |
| 1994 | 0,11 | 32,88 | 0,14 | 0,13 | 20,50 | 32,92 | 0,21 | 0,15 |
| 1995 | 0,11 | 32,97 | 0,23 | 0,14 | 19,95 | 33,10 | 0,29 | 0,15 |
| 1996 | 0,11 | 33,33 | 0,26 | 0,15 | 21,11 | 33,51 | 0,28 | 0,15 |
| 1997 | 0,11 | 33,49 | | | 21,12 | | | |

Cuartos y orden superior

| | <i>Bongaarts-Feeney</i> | | | | | <i>Kohler-Philipov</i> | | |
|------------|-------------------------|---------------|-------------|----------------|-----------------|------------------------|--------------|----------------|
| | <i>ISF(4)</i> | <i>EMM(4)</i> | <i>r(4)</i> | <i>ISF'(4)</i> | <i>Varianza</i> | <i>EMM'(4)</i> | <i>r'(4)</i> | <i>ISF'(4)</i> |
| 1975 | 0,46 | 34,86 | | | 26,13 | | | |
| 1976 | 0,44 | 34,70 | -0,07 | 0,41 | 26,33 | 34,69 | -0,07 | 0,41 |
| 1977 | 0,41 | 34,72 | 0,04 | 0,42 | 26,35 | 34,70 | 0,02 | 0,42 |
| 1978 | 0,37 | 34,77 | 0,06 | 0,39 | 26,14 | 34,74 | 0,04 | 0,39 |
| 1979 | 0,32 | 34,83 | -0,01 | 0,31 | 25,92 | 34,80 | -0,01 | 0,31 |
| 1980 | 0,28 | 34,76 | -0,06 | 0,26 | 26,12 | 34,73 | -0,06 | 0,26 |
| 1981 | 0,24 | 34,71 | -0,01 | 0,24 | 25,94 | 34,67 | -0,03 | 0,24 |
| 1982 | 0,23 | 34,74 | 0,05 | 0,24 | 25,97 | 34,67 | 0,02 | 0,23 |
| 1983 | 0,20 | 34,81 | 0,08 | 0,22 | 25,53 | 34,70 | 0,04 | 0,21 |
| 1984 | 0,18 | 34,90 | 0,08 | 0,20 | 25,61 | 34,74 | 0,05 | 0,19 |
| 1985 | 0,16 | 34,98 | 0,03 | 0,16 | 25,17 | 34,80 | 0,04 | 0,16 |
| 1986 | 0,13 | 34,97 | 0,03 | 0,14 | 24,71 | 34,83 | 0,06 | 0,14 |
| 1987 | 0,11 | 35,03 | 0,04 | 0,12 | 24,68 | 34,92 | 0,06 | 0,12 |
| 1988 | 0,10 | 35,06 | 0,02 | 0,10 | 24,28 | 34,95 | 0,01 | 0,10 |
| 1989 | 0,08 | 35,08 | 0,00 | 0,08 | 24,49 | 34,96 | 0,00 | 0,08 |
| 1990 | 0,07 | 35,05 | 0,01 | 0,07 | 23,87 | 34,94 | 0,04 | 0,08 |
| 1991 | 0,06 | 35,09 | 0,00 | 0,06 | 23,82 | 35,03 | 0,02 | 0,06 |
| 1992 | 0,06 | 35,04 | -0,07 | 0,05 | 23,63 | 34,99 | -0,06 | 0,05 |
| 1993 | 0,05 | 34,96 | -0,03 | 0,05 | 23,81 | 34,91 | -0,03 | 0,05 |
| 1994 | 0,05 | 34,98 | 0,01 | 0,05 | 23,22 | 34,93 | 0,02 | 0,05 |
| 1995 | 0,04 | 34,98 | 0,11 | 0,05 | 23,28 | 34,94 | 0,12 | 0,05 |
| 1996 | 0,04 | 35,19 | 0,10 | 0,04 | 24,11 | 35,16 | 0,10 | 0,04 |
| 1997 | 0,04 | 35,18 | | | 23,29 | | | |

Abreviaturas utilizadas:

ISF(i) e ISF'(i): Índices Sintéticos de Fecundidad específicos para la paridad i, e índices ajustados por los procedimientos B-F y K-P. Mide la intensidad.

EMM, EMM(i), EMM'(i): Edad media a la maternidad global, o específica para la paridad i.

r(i) y r'(i): Retraso estimado en la EMM(i) por los métodos B-F y con la corrección K-P, respectivamente. Mide el efecto calendario.

ABSTRACT

During the last 25 years, the Spanish birth rate, as measured by the ISF, has dropped considerably, and is now among the lowest in the world. This has happened simultaneously with a delay in the age for child-bearing. In this paper, we present the results of recent research into the way that the delay in the age for child-bearing makes the ISF smaller than what would be observed if the age for maternity were to remain stable. This is known as the calendar effect. Applying to the Spanish case the methods for correction of the calendar effect as proposed by Ryder; Bongaarts and Feeney, and Kohler and Philipov, here we demonstrate how the calendar effect is particularly intense in Spain and that the majority of drops seen in first and second births are due to the delaying of fertility. Had this delay not occurred, there would scarcely have been any fertility drop in these two areas. What has characterised the recent drop in Spanish fertility has been the drop in intensity in third and subsequent births. This is where we find the reason why Spanish fertility, even after eliminating the calendar effect, fails to reach the level of population replacement. The level that would be observed in the absence of fertility delay would, as from 1985, mostly be between 1.7 and 1.9, a value which is significantly higher than the ISF rates observed, which are around 1 to 1.3.