

## Medición de la baja fecundidad: repensando los métodos demográficos\*

**José Antonio Ortega\*\***

**Hans-Peter Kohler\*\*\***

*En el análisis de la fecundidad baja cobra importancia una serie de conceptos básicos como la progresión de paridad a partir de tablas de vida –aquí llamadas tablas de fecundidad–, y la consideración de los efectos de los cambios de calendario sobre las tasas de fecundidad observadas. En este artículo se presenta la génesis histórica de estos conceptos y su relación con otros similares –como la traslación demográfica–, acompañados de ejemplos de aplicación en el análisis de la fecundidad de periodo y de cohorte. Algunas investigaciones recientes, entre las que se incluyen las de los autores, permiten hoy en día obtener intensidades de fecundidad ajustadas por calendario, a partir de las cuales se pueden conseguir todo tipo de medidas de fecundidad de periodo libres de efectos calendario o proyectar la fecundidad a partir del método de progresión de paridad.*

Palabras clave: efecto calendario, intensidades, tasas de incidencia, tabla de fecundidad, tasa global de fecundidad ajustada, progresión de paridad, efecto de distribución por paridad, traslación demográfica.

Fecha de recepción: 8 de marzo de 2006.

Fecha de aceptación: 12 de agosto de 2006.

### Measuring Low Fertility: Rethinking Demographic Methods

*In a low fertility context there are a number of basic concepts that become more relevant for the analysis of fertility, such as parity progression analysis through life-table methods,*

\* Este trabajo fue presentado en la Euroconferencia “La segunda transición demográfica en Europa”, Bad Herrenalb, Alemania, junio de 2001, y difundido en inglés como documento de trabajo del Instituto Max Planck de Investigaciones Demográficas, Rostock. Recibimos valiosos comentarios y sugerencias de Laurent Toulemon, Jan M. Hoem, Evert van Imhoff y Ron Lesthaeghe. Los datos utilizados en los ejemplos fueron amablemente provistos por Gunnar Andersson. Agradecemos la financiación del Instituto Max Planck y del Ministerio de Educación y Ciencia de España, proyectos PB98-0075, SEC2002-00610 y SEJ2006-09937. Traducción del inglés de Silvia Luna Santos.

\*\* Profesor del Departamento de Economía e Historia Económica, Universidad de Salamanca. Durante el periodo en que se realizó la investigación estaba afiliado con la Universidad Autónoma de Madrid y realizaba una estancia en el Instituto Max Planck como investigador invitado. Correo electrónico: jaortega@usal.es.

\*\*\* Profesor del Departamento de Sociología de la Universidad de Pennsylvania. Durante el periodo en que se realizó esta investigación era Jefe del Grupo de Investigación sobre Dinámica Social y Fecundidad, Instituto Max Planck de Investigaciones Demográficas. Correo electrónico: hpkohler@pop.upenn.edu.

*here called fertility tables, and the consideration of the effects of tempo change on observed fertility rates. In this articles, these ideas are presented together with their historical genesis and their relationship to similar concepts such as demographic translation, together with examples of application to both period and cohort fertility analysis. Recent research, including research done by the authors, allow us today to estimate tempo-adjusted fertility intensities that can be used to obtain any tempo-adjusted period fertility measure or parity-progression fertility projections.*

Key words: tempo effect, intensities, incidence rates, fertility table, adjusted total fertility rate, parity progression, parity composition effect, demographic translation.

## Introducción

La baja fecundidad es un fenómeno cada vez más extendido. Actualmente, todos los países europeos experimentan niveles de fecundidad por debajo del reemplazo, y la proporción de la población mundial que vive en un contexto de baja fecundidad sigue aumentando. El propósito de este trabajo es repensar los métodos demográficos para el análisis de la fecundidad desde la perspectiva de la investigación reciente sobre la baja fecundidad y evaluar los requerimientos de información para semejante análisis.

En un contexto de baja fecundidad hay algunas herramientas demográficas que se convierten en centrales. Éste es el caso de los *efectos calendario* (*tempo effects*), el análisis específico por paridad y la introducción de las medidas de tablas de vida de fecundidad como las tasas de progresión de paridad de periodo. Aunque muchos de estos métodos han estado disponibles desde al menos 1950, lo que es nuevo es la posibilidad de combinar estos distintos elementos de análisis.<sup>1</sup> Particularmente, la lógica y el método del ajuste de calendario pueden extenderse a cualquier medida de fecundidad calculada a partir de las tasas de fecundidad específicas por edad y paridad ajustadas de calendario. Esta idea, aunque simple, todavía no se ha generalizado en la investigación. Todavía hay confusión sobre lo que los distintos métodos pueden o no pueden hacer. Las medidas de tablas de vida de fecundi-

<sup>1</sup> Hobcraft (1996) argumenta que el uso oportuno de esas medidas habría permitido a los demógrafos detectar el carácter temporal tanto del *baby boom* (auge de nacimientos) como del *baby bust* (descenso de los nacimientos) y, en consecuencia, durante ese periodo se habrían evitado algunas de las predicciones y análisis de la fecundidad que cayeron en lo ridículo.

dad pueden eliminar los efectos de composición, es decir, el papel de la distribución de periodo de mujeres por paridad, pero no proveen una medida libre de los efectos de calendario.<sup>2</sup> Afortunadamente, la influencia de la distribución de paridad puede separarse de las distorsiones de calendario causadas por los cambios en el *tempo* de la fecundidad no sólo conceptualmente, sino también analíticamente. Con dicha separación, podemos llegar a una mayor comprensión de las tendencias de la fecundidad.

El concepto de los efectos de calendario es entonces el primer tema crucial que se aborda en este artículo. La lógica y las matemáticas de los efectos de calendario están relacionadas con la idea de la traslación demográfica introducida por Ryder (1964, 1980) y desarrollada más adelante por Foster (1990), Calot (1992) y Keilman (1994, 2001).<sup>3</sup> A pesar de la importancia de los efectos de calendario en estos análisis, sus objetivos son distintos. La traslación demográfica se preocupa por la transformación de las medidas de fecundidad de cohorte a medidas de periodo y viceversa. En contraste, el ajuste de calendario no tiene que ver con ninguna transformación de cohorte-periodo. Este ajuste fue introducido por Bongaarts y Feeney (1998) (en lo sucesivo B-F) a fin de obtener “la tasa de fecundidad total que se habría observado en un año dado si no se hubiera cambiado el calendario de nacimientos durante el año” (p. 275).<sup>4</sup> Por tanto, se trata de un contrafactual: si no hubiera habido aplazamiento, ¿cuál habría sido la tasa global de fecundidad o TFR? (por sus siglas en inglés, *total fertility rate*). Esto requiere un análisis de los efectos del aplazamiento y el desarrollo de medidas

<sup>2</sup> La relación entre las medidas de la tabla de vida de la fecundidad y el ajuste de calendario es un tema recurrente en gran parte del debate reciente sobre el tema (Ní Bhrolcháin, 1992; Rallu y Toulemon, 1993b; van Imhoff y Keilman, 2000; Bongaarts y Feeney, 2000; van Imhoff, 2001). Lo mismo puede decirse de las medidas basadas en las tasas específicas de fecundidad por duración, las cuales, si bien controlan la duración, están afectadas por los cambios de calendario. Es posible extender la lógica del ajuste de calendario a dicho contexto tal y como lo hace Brass (1990), definiendo el aplazamiento para las tasas específicas de duración.

<sup>3</sup> Seguidas por contribuciones de Pressat (1969), Leguina (1976), Deville (1977), Chávez (1979), Feichtinger (1979) y Keyfitz (1985). En Hobcraft *et al.* (1982), Keilman y van Imhoff (1995) y van Imhoff (2001) pueden encontrarse perspectivas personales y revisiones del método. Hobcraft *et al.* denominan a la traslación demográfica *inversión de cohorte*.

<sup>4</sup> Detrás del reciente debate sobre el procedimiento B-F subyace la falta de comprensión de la diferencia entre transición demográfica y ajuste de calendario (Bongaarts y Feeney, 1998; van Imhoff y Keilman, 2000; Kim y Schoen, 2000; Bongaarts y Feeney, 2000). Keilman y van Imhoff señalan que ello puede deberse a la discusión de B-F sobre la similitud entre la cohorte de fecundidad, y el promedio móvil de las tasas de fecundidad ajustadas por calendario (TFR).

que compensen dichos efectos (Ortega y Kohler, 2002). Si bien B-F utilizan el procedimiento sólo para el ajuste de la TFR, la fórmula funciona a nivel específico de edades (Bongaarts y Feeney, 1998: 277). Por lo tanto, puede ser empleada para ajustar cada tasa de fecundidad específica por edad de manera independiente. En este sentido, la fórmula B-F es un caso especial del ajuste de calendario donde la razón de ajuste es la misma para todas las tasas.

La diferencia de enfoque entre el ajuste de calendario y el enfoque de traslación es bastante sutil, ya que el último también proporciona una desagregación de la fecundidad de periodo en índices de calendario e intensidad o *quantum* (Ryder, 1980; Hobcraft, 1996). Sin embargo, el significado de calendario e intensidad es distinto en los dos métodos. Dentro del enfoque de traslación, la idea es relacionar los momentos de la distribución de la fecundidad de periodo (la TFR de periodo, la edad media, la varianza, la asimetría...) con aquellos de la fecundidad de cohorte. Cuando sólo se consideran los primeros dos momentos (la TFR de cohorte y la edad media de cohorte), el componente asociado con la TFR de cohorte es el componente de intensidad, mientras que el asociado con la edad media (más precisamente, con la derivada de la edad media) es el componente de calendario. Este componente de intensidad no puede interpretarse como “la tasa total de fecundidad que habría sido observada en un año dado si no hubiera habido cambios en el calendario de los nacimientos durante ese año”, como en el enfoque B-F; no es ése el propósito. El índice de calendario para un año particular se calcula, en las cohortes, como la suma de las proporciones de la fecundidad completa de cohorte que tuvo lugar durante el año en cuestión.<sup>5</sup> El índice será mayor (o menor) que uno si la fecundidad está siendo anticipada (o pospuesta). Como resultado, si algún evento tiene lugar después del año de referencia, como por ejemplo una guerra, y algunas cohortes ven su fecundidad permanentemente reducida, este procedimiento llevaría a una interpretación *ex post* de ese hecho como una anticipación de la fecundidad. Esto se debe a que la proporción de la fecundidad acumulada antes de la guerra era mayor para esas cohortes de lo que pudo haberse esperado en ese tiempo. Ward y Butz (1978) observaron este problema y se refirieron a él como un *índice de tiempo ex post*. Además, propusieron

<sup>5</sup> De hecho Ryder (1980) estima el índice de calendario de dos maneras alternativas que llevan a resultados similares. Una se basa en las fórmulas de traslación utilizando el cambio en la edad media, mientras que la otra utiliza la suma de las proporciones para una cohorte de fecundidad completa.

un *índice de tempo ex ante* similar al índice de calendario producido por Ryder, pero que utiliza sólo información del pasado para completar la cohorte. Para pronosticar la fecundidad futura utilizan modelos económicos, con el problema de que esos modelos requieren para ello el pronóstico de las propias series económicas. En cualquier caso, este concepto de los efectos de calendario es diferente del de B-F, ya que la idea está todavía relacionada con el concepto de traslación, el cual es irrelevante para el contrafactual de B-F.

La pertinencia práctica de las medidas de fecundidad ajustadas por calendario obedece a los importantes cambios en la edad de tener hijos que están ocurriendo en los países de baja fecundidad. En la mayoría de estos países, la edad para tener hijos se está retrasando (Council of Europe, 2000; Frejka y Calot, 2001b; Kohler, Billari y Ortega 2001). Esto no es un fenómeno nuevo. Hooker (1898) y Yule (1960a) estudiaron las consecuencias del aplazamiento hace más de un siglo, y desarrollaron las ideas principales. Propusieron el uso de la edad media para medir el aplazamiento y mostraron que era la velocidad del retraso lo que afectaba las tasas de nupcialidad y de natalidad.<sup>6</sup> Este análisis estaba asociado con la evidencia empírica de los efectos de circunstancias anormales –como la guerra prusiana– en las tasas de fecundidad y nupcialidad. Las tasas caen por debajo de los niveles normales durante esos años, pero se recuperan después de la guerra. Hoy sabemos que ese patrón de efecto de *rebote* ha sido característico de las fluctuaciones de corto plazo tanto en tiempos históricos como en el presente (Lee, 1997; Reher y Ortega, 2000). Los efectos del aplazamiento y la recuperación se pusieron otra vez en juego durante la Segunda Guerra Mundial y en el *baby boom* subsiguiente. Hajnal (1947) realizó un profundo análisis cualitativo del aplazamiento en ese contexto. También señaló que la utilización extendida de métodos de limitación de nacimientos hacía más pertinente el estudio del aplazamiento de la fecundidad. Definió el aplazamiento de una manera general, muy similar a la idea de los efectos de calendario: “No es ni siquiera necesario suponer que cuando el aplazamiento tiene lugar

<sup>6</sup> Su análisis sobre el aplazamiento está básicamente relacionado con la edad al matrimonio. Dado que ellos no contaban con datos sobre la edad al matrimonio, utilizaron la proporción de menores de edad que entraban en matrimonio. Probablemente no sabían que esa información ya estaba disponible en Ogle (1890). Hooker y Yule iniciaron un debate muy interesante sobre las posibles causas del aplazamiento del matrimonio: el primero favorecía la extensión de la educación y los cambios en los estándares deseados de confort, mientras que el segundo privilegiaba factores como el cambio de precios (Yule 1960a, 1960b; Hooker, 1906).

[...] la gente tiene la idea clara en sus mentes de que tendrá más tarde los hijos que ahora está retrasando” (p. 151). Desde la época de Hajnal hasta ahora, los efectos calendario han jugado un importante rol para explicar las tendencias de la fecundidad. Primero, se trató de un proceso de anticipación de la fecundidad que fue esencial para entender el proceso del *baby boom*. Esta fue la motivación para Ryder (1964, 1980), Pressat (1969) y Deville (1977). Después, surgió el interés por estudiar el aplazamiento de la fecundidad, el cual está relacionado con el hecho de que el retraso en la edad de tener hijos se ha convertido en una característica dominante de los patrones de fecundidad en los países de fecundidad baja y extremadamente baja.

Otro concepto crucial en el análisis de la baja fecundidad es el estudio de la fecundidad específica por paridad. Al respecto, existe un amplio consenso tanto para la fecundidad de cohorte como para la fecundidad de periodo (Lutz, 1989; Ní Bhrolchain, 1992; Rallu y Toulemon, 1993a; Keilman, 1993; Hobcraft, 1996): las razones y contextos para tener al primer hijo son generalmente diferentes de aquellas para tener el segundo o tercer hijo.<sup>7</sup> Dado que la proporción de nacimientos de órdenes más altos se está volviendo muy pequeña, estas tres transiciones debieran al menos estudiarse individualmente. Hay además otra razón para tomar en cuenta la paridad en el contexto de la traslación demográfica o el ajuste de calendario. Tal y como Hobcraft (1996) y B-F señalan de manera elocuente, los ajustes de calendario deberían inferirse a partir de las tendencias de las edades medias al nacimiento por paridad. Si no es así, una reducción en la intensidad podría tomarse como efecto de calendario ya que la edad media general suele reducirse cuando también lo hace la proporción de nacimientos de orden superior. Un ejemplo de ello lo muestran Lotka y Spiegelman (1940). Ryder (1980) era consciente de ello e incluso dentro de una desagregación de intensidad-calendario de la fecundidad general, elaboró un procedimiento *ad hoc* para corregir en el índice de calendario el efecto que un cambio de la intensidad provoca en la edad media al nacimiento de los hijos. Básicamente su procedimiento requiere una estimación de la edad media al nacimiento del primer hijo, y una estimación del intervalo promedio entre nacimientos. Esto constituye un enfoque interesante cuando no se tiene otra información disponible, pero es preferible trabajar por separado con los nacimientos de cada paridad tanto para el estudio de la fecundidad de cohorte

<sup>7</sup> Véase, por ejemplo, Namboodiri (1972), Seiver (1978), Louchard y Sagot (1984), de Cooman *et al.* (1987) o Heckman y Walter (1990).

como la de periodo. Todos los procedimientos de ajuste de calendario propuestos recientemente utilizan información específica sobre la paridad. En el contexto de la fecundidad de cohorte éste no es siempre el caso. Creemos que en un análisis específico por paridad debería intentarse basar cualquier inferencia sobre el aplazamiento, recuperación, etcétera.

A continuación, utilizaremos las ideas arriba descritas para discutir y repensar la medición de la fecundidad, particularmente en contextos de baja fecundidad. La discusión se estructura como sigue: en la siguiente sección presentamos las herramientas básicas para la medición de la fecundidad específica por paridad: las tasas de fecundidad (*child-bearing rates*). Éstas pueden clasificarse bien como tasas de incidencia o como intensidades, dependiendo de si la exposición al riesgo es medida explícitamente (intensidades), o solamente a través de la dimensión de la edad, independientemente de la paridad (tasas de incidencia). Esta distinción resulta particularmente relevante en el contexto del ajuste de calendario, ya que posteriormente mostramos que la inferencia sobre el calendario debería basarse en intensidades y nunca en tasas de incidencia. En otro caso, los efectos de composición sesgarían la medición. Se ofrece un ejemplo de cómo ajustar las intensidades de la fecundidad con el método de Kohler y Ortega, que a su vez permite obtener tasas de incidencia ajustadas.

Las tasas de fecundidad ajustadas por calendario pueden, por tanto, ser utilizadas para describir el comportamiento de la fecundidad. Las medidas de tabla de vida de la fecundidad son particularmente comunes en tales descripciones. Más adelante discutimos las tablas de fecundidad para un análisis específico por paridad y las diferentes medidas resumen disponibles.

Tanto la perspectiva de periodo como la de cohorte son relevantes en contextos específicos. Por ello en un apartado nos concentramos en la descripción de la fecundidad de periodo. Es posible resumir los efectos sobre el número de nacimientos del cambio de calendario y de la composición de la población mediante un conjunto de factores multiplicativos. Esta manera de describir las tendencias de la fecundidad es particularmente valiosa, ya que las distintas influencias demográficas sobre la fecundidad pueden separarse. Al buscar una explicación para las tendencias de la fecundidad, deberíamos concentrarnos en explicar las medidas resumen apropiadas de la fecundidad, una vez que han sido eliminados los efectos del calendario y de la composición. En seguida examinamos el enfoque de cohorte del análisis de la fecun-

didad. Existen muchos temas en la demografía que requieren la dimensión de cohorte, cuya fortaleza radica en la capacidad de seguir la trayectoria de grupos de individuos de manera dinámica. Esto es esencial para algunos temas de demografía como la dinámica familiar, el parentesco, los efectos Easterlin, etcétera. Para cohortes de fecundidad completa la perspectiva de cohorte no es problemática. Simplemente requiere la utilización de tasas de fecundidad a lo largo de las diagonales del diagrama de Lexis. Sin embargo, los problemas surgen al completar las cohortes. Mostraremos como el análisis de los efectos de calendario y de composición es particularmente útil en este contexto, ya que permite desagregar las hipótesis acerca de la fecundidad futura en dos dimensiones: intensidad y calendario. Las intensidades de fecundidad ajustadas se pueden utilizar como base para la evolución futura del *quantum*. La evolución futura del calendario puede proyectarse a partir de las edades medias al tener los hijos en distintos escenarios de aplazamiento. En cada uno de éstos, es posible completar la fecundidad para las cohortes que actualmente están en edad de tener hijos, lo cual, además de ser demográficamente coherente, toma en cuenta toda la información disponible.

### **Los componentes básicos: las tasas de fecundidad**

Empezamos nuestro análisis con los componentes básicos de las medidas comunes de la fecundidad: las tasas de fecundidad. Dependiendo de la sofisticación del análisis, las tasas pueden hacerse específicas para un número de dimensiones, siendo las más comunes la edad de la madre o la generación de la madre, la paridad, el estatus marital y la duración desde el matrimonio o el último nacimiento.<sup>8</sup> Estas medidas se obtienen al dividir el número de nacimientos ocurridos a las madres dentro de una categoría específica entre una medida de exposición, es decir, los años-persona vividos por un cierto grupo de mujeres. Dependiendo de la medida de exposición en el denominador, distinguimos las intensidades de la fecundidad de las tasas de incidencia. Si dividimos entre una medida de la exposición dentro de la categoría específica, hablamos de *tasas de ocurrencia-exposición* o, siguiendo a Hoem y Hoem (1989), de la *intensidad de la fecundidad*. También nos referimos a estas tasas como *tasas del primer tipo* o simplemente *tasas*

<sup>8</sup> Otras posibilidades incluyen las características del padre, el nivel de educación, la raza o etnia, el lugar de residencia, etcétera (véase Lutz, 1989).

(Calot, 2002). Cuando el denominador es una medida de exposición de todas las mujeres en la categoría de edad, las llamamos *tasas de incidencia* siguiendo a Finnäs (1980) y Borgan y Ramlau-Hansen (1985). Lotka y Spiegelman (1940) y van Imhoff (2001) utilizan el término de *frecuencias* para estas tasas. También se les llama *tasas de segundo tipo*, *eventos reducidos*, y nuevamente, sólo *tasas*. Existe una estrecha relación entre ambas tasas. Si llamamos  $m_C(a)$  y  $f_C(a)$  a la tasa de intensidad y a la tasa de incidencia, respectivamente, para las mujeres de la clase  $C$  y edad  $a$ ,  $E(a)$  y  $E_C(a)$  a la exposición de todas las mujeres de edad  $a$  y de la clase  $C$ , y  $B(a)$  a los nacimientos de todas las mujeres de edad  $a$  y de mujeres en la clase  $C$ , tenemos la siguiente relación:

$$f_C(a) = \frac{B_C(a)}{E(a)} = \frac{E_C(a)}{E(a)} \cdot \frac{B_C(a)}{E_C(a)} = m_C(a) \quad [1]$$

Es decir, a fin de transformar las intensidades en tasas de incidencia, simplemente tenemos que multiplicar las primeras por la proporción de exposición contribuida por las mujeres de la clase  $C$ . Como ya hemos expuesto, estamos especialmente interesados en el análisis de la fecundidad por orden de nacimiento. En este caso particular, la clase  $C$  se refiere a los nacimientos de un orden dado  $i$ , y la exposición está limitada a aquellas mujeres que pueden potencialmente tener un nacimiento de orden  $i$ , es decir, mujeres de paridad  $i-1$ .

Existen dos tipos de consideración que determinan la elección entre tasas e intensidades: uno relacionado con sus propiedades intrínsecas y otro con temas de medición. Empezaremos por el primer tipo.<sup>9</sup>

Generalmente las intensidades se defienden en el campo teórico porque, cuando incluyen todas las dimensiones relevantes de la fecundidad, reflejan la probabilidad instantánea de que una mujer en esa categoría específica tenga un hijo (Hoem, 1976). Sin embargo, esto sólo está garantizado cuando los subgrupos de mujeres son homogéneos respecto de su comportamiento relacionado con la fecundidad. Si un grupo no es homogéneo, la intensidad de la fecundidad es un promedio ponderado de las intensidades para las distintas mujeres.

Una segunda e importante ventaja intrínseca de las intensidades en el contexto del análisis de la paridad específica es su independencia

<sup>9</sup> Véase también Wunsch (2001a), Vallin y Caselli (2001), van Imhoff (2001), Toulemon (2001a).

respecto del comportamiento de la fecundidad anterior. Dado que los nacimientos ocurridos en el pasado son precisamente eventos que llevan a transiciones entre paridades, los niveles de la fecundidad anterior determinan la proporción de la exposición de las mujeres de paridad  $j-1$ , quienes de acuerdo con [1] es el factor de conversión de las intensidades a las tasas de incidencia. Esto significa que las tendencias en las tasas de incidencia de la fecundidad no vienen determinados solamente por los cambios en la fecundidad, sino también por los cambios en la composición de la población por paridad (Whelpton, 1946). En este sentido, la interpretación de las tendencias en las intensidades de la fecundidad es más fácil ya que está libre de esos efectos de composición. Esta propiedad es particularmente importante en la estimación de los efectos de calendario, lo cual se discutirá ampliamente en la siguiente sección.

Por otra parte, las tasas de incidencia tienen la ventaja de ser aditivas: la tasa específica de fecundidad por edad es la suma de las tasas de incidencia para las diferentes categorías. Éste no es el caso con las intensidades, ya que la suma de las intensidades para diferentes paridades no hace sentido. Uno necesitaría convertirlas en tasas de incidencia, utilizando [1] o una distribución de la tabla de vida y sumarlas. Esta propiedad aditiva también se extiende al cálculo de la TFR, lo cual también se discutirá más adelante.

Cuando tanto intensidades como tasas de incidencia están disponibles, se puede elegir entre ellas de acuerdo con el objeto de análisis. El problema es que las intensidades requieren más información: se requiere la exposición específica por categoría que no siempre está disponible. Este tema de la medición explica muchas veces por qué se utilizan las tasas de incidencia de fecundidad. De los dos factores que se requieren en el cálculo, nacimientos y exposición, los nacimientos son los que más comúnmente se encuentran disponibles.

Las estadísticas vitales muchas veces proporcionan una desagregación de los nacimientos de acuerdo con la edad y un número de características que incluyen el orden de nacimiento o la educación. Una elección relacionada tiene que ver con el tipo de tasa a calcular dentro del diagrama de Lexis: año-periodo, año-cohorte, o cohorte-periodo. Las combinaciones más comunes en los estudios de fecundidad son año-periodo y cohorte-periodo. No todos los países proveen la triple clasificación de año-cohorte-periodo (los triángulos en el diagrama de Lexis) en sus estadísticas vitales, por lo que esto no es siempre una cuestión de elección. Donde están disponibles, los paralelogramos de

cohorte-periodo pueden ser preferibles ya que a través de ellos puede seguirse a una sola cohorte, lo cual es adecuado para propósitos de proyección.<sup>10</sup> La clasificación cruzada de nacimientos es un problema menor cuando los microdatos sobre nacimientos están disponibles, lo cual cada vez es más común y permite al investigador clasificar de manera cruzada los nacimientos tal y como le interese. La única limitación es que el número de subcategorías crece exponencialmente con el número de dimensiones, lo que se ha denominado “la maldición de la dimensionalidad”.

Respecto de la exposición, generalmente  $E(a)$  no es conocida pero puede ser estimada. Las estimaciones más comunes son las poblaciones a mitad del año o la semisuma de las poblaciones (Wunsch, 2001b). Esta información está generalmente disponible en las reconstrucciones intercensales de población realizadas por las oficinas de estadística. Utilizando los nacimientos tabulados de manera cruzada y la exposición agregada, las tasas de incidencia de la fecundidad pueden calcularse para muchas poblaciones.<sup>11</sup> El cálculo de las intensidades de la fecundidad requiere de conocimiento adicional sobre la exposición específica de los distintos subgrupos. Esto es usualmente problemático ya que las estadísticas vitales generalmente no proveen toda la información necesaria. Particularmente las estadísticas de defunciones y de migración no están habitualmente tabuladas de acuerdo con los mismos criterios que los nacimientos y, en particular, la paridad. A fin de reconstruir la población, generalmente se asume que la mortalidad y la migración son independientes de la paridad.<sup>12</sup> De este modo es posible reconstruir los flujos ya que, aparte de la migración y la mortalidad, los flujos a la paridad  $j$  y edad  $a$  proceden de las mujeres de edad  $a-1$  que en el año previo tenían una paridad  $j$  y no tuvieron hijos durante el año y de las mujeres que tuvieron un nacimiento de orden  $j$  durante el periodo. Los flujos de salida los componen las mujeres de edad  $a$  que han tenido un nacimiento de orden  $j+1$  (Calot, 2002). Esto puede ser más confiable cuando se combina con información censal en la

<sup>10</sup> Sobre estos temas y, en particular sobre cómo convertir entre las diferentes tasas, véase Calot (1984a). Nótese también la posibilidad de utilizar probabilidades de fecundidad en lugar de intensidades. Aquí el denominador sería la población al inicio del periodo.

<sup>11</sup> Una limitación común es que en algunos países sólo se conoce el orden de nacimiento dentro del matrimonio, lo cual limita los análisis específicos por paridad (Keilman, 1993).

<sup>12</sup> Véase Hoem (1970), Finnäs (1980) y Borgan y Ramlau-Hansen (1985) para una modelización estadística conjunta de fecundidad, migración y mortalidad, y la conversión de tasas de incidencia a intensidades.

reconstrucción de la población intercensal.<sup>13</sup> La reconstrucción de la población es apenas el primer paso de la estimación de la exposición, que se mide habitualmente bien a través de la población a mitad del año o de la semisuma de las poblaciones. En general, como podemos ver, la reconstrucción de la exposición para subcategorías puede presentar problemas desde la perspectiva de la calidad de la información.

Aunque la medición tradicional se basa en estadísticas vitales y en la reconstrucción de la población, existen otras posibilidades. El sistema ideal puede ser el registro de población tal y como se lleva a cabo en los países escandinavos. Éste cubre a la población entera, lo que hace posible la estimación precisa tanto de nacimientos como de la exposición de acuerdo con las características deseadas. Una buena alternativa es la utilización de encuestas retrospectivas muy amplias, digamos de más de 100 mil mujeres.<sup>14</sup> Las encuestas más pequeñas como las FFS no son útiles para este respecto ya que el tamaño de la muestra es demasiado pequeño para estimar las tasas específicas por paridad y edad. A partir de los microdatos es posible estimar directamente tanto las intensidades como las tasas de incidencia y las probabilidades. La ventaja de utilizar datos individuales es que permite al investigador elegir las dimensiones relevantes, siendo el tamaño de la muestra la única limitación. Un ejemplo de ello es la estimación de las tasas específicas por edad, paridad y duración elaborada por Rallu y Toulemon (1993a), donde el número de categorías crece en varios miles. En algunas de estas categorías la exposición es limitada, lo que lleva a tasas con una gran variación. La alternativa al cálculo de las tasas separadas para cada grupo es el uso de un modelo de regresión de riesgo proporcional donde la intensidad es modelada como una función de un vector de características (Hobcraft y Casterline, 1983; Hoem y Hoem, 1989; Lutz, 1989; Andersson, 1999, 2000). Esto elimina

<sup>13</sup> En este contexto es importante que los censos sigan preguntando sobre los hijos nacidos vivos. En algunos países esta pregunta ha sido retirada bajo el supuesto de que las encuestas de fecundidad son suficientes (INE, 2001). No lo son, ya que ellas no tienen una muestra suficiente para proveer estimaciones confiables de las muy pequeñas proporciones de mujeres en algunas categorías de edad y paridad. Un problema relacionado con la reconstrucción intercensal es que los resultados tienden a ser distintos dependiendo de si se utiliza la reconstrucción retrospectiva o prospectiva. Esto se relaciona, a su vez, con violaciones del supuesto de independencia.

<sup>14</sup> Ejemplos de estas encuestas son la Encuesta *Famille* del INSEE en Francia (Rallu y Toulemon 1993b), la Encuesta Sociodemográfica en España (Requena, 1997), la *China's One per Thousand Fertility Survey* (Feeney y Yu, 1987) o el micro censo de 5% en Rusia (Scherbov y Van Vianen, 2001).

el problema de los grados de libertad a cambio de introducir un modelo que asume algún tipo de efectos aditivos de las variables.

### **Efectos calendario en las tasas de incidencia y las intensidades**

Las tendencias de la fecundidad son el resultado de los nacimientos individuales. Hay aquí dos dimensiones relevantes: el número de hijos que se tienen y a qué edad se tienen. En el nivel agregado estas dos dimensiones están entrelazadas: cuando hay cambios en la edad en la cual se tienen los hijos, la fecha en que ocurre el nacimiento cambia también. Esto significa que el número de nacimientos que suceden en un periodo dado cuando hay cambios de edad en el calendario de la fecundidad es diferente al número de nacimientos que hubieran ocurrido en la ausencia de un cambio en la edad. Ésta es la idea básica detrás de los *efectos calendario*. Éstos se definen como la proporción en la cual cambia la fecundidad en presencia de cambios en la edad al tener hijos. Nos interesan los efectos de calendario porque, partiendo de datos agregados, nos permiten separar las dos dimensiones que en el nivel individual son evidentemente diferentes: cuántos y cuándo.

La historia de los efectos de calendario es relativamente corta: en 1998 Bongaarts y Feeney estimaron estos efectos a partir del cambio en años sucesivos de las edades medias al tener los hijos para cada paridad; propusieron la utilización de la fórmula de traslación de Ryder para un caso lineal, que consiste en aplicar un factor  $1/(1-r)$  a la TFR de periodo. En la reinterpretación de B-F,  $r$  es el ritmo al que cambia la edad media al tener hijos para una paridad específica.<sup>15</sup> Pese a la utilidad del método y de la fórmula como una primera aproximación, existe una serie de limitaciones que han llevado a la propuesta de reformulaciones.

Un primer problema se encuentra en el supuesto de que los cambios de edad son iguales para todas las edades. Esto significa que la fórmula B-F es sólo válida para cambios paralelos en el calendario de la fecundidad, lo cual no es generalmente el caso. Si bien es cierto que las consecuencias prácticas de las desviaciones de este patrón para el ajuste de la TFR puede no ser muy importante en la mayoría de los

<sup>15</sup> Hobcraft (1996) llevó a cabo cálculos muy similares al aplicar el método de Ryder en Inglaterra.

casos (Yi y Land, 2001), no existe garantía para ello. Más importante aún resulta el hecho de que cuando los cambios en la edad no son paralelos, los errores en las distintas edades se cancelan parcialmente en TFR global, pero el procedimiento es inadecuado para ajustar cada una de las tasas específicas de fecundidad por edad de manera separada. Por tanto, es importante desarrollar fórmulas de ajuste que permitan cambios más generales en el calendario de la fecundidad. Kohler y Philipov (2001) (en lo sucesivo K-P) lo han hecho para una familia general de cambios y han desarrollado un procedimiento para ajustar tasas en caso de cambios en la varianza. La fórmula resultante puede verse como una generalización del procedimiento de B-F, donde cada una de las tasas de incidencia de fecundidad específica por edad y paridad,  $f_j(a)$ , es ajustada utilizando un efecto calendario por edad y paridad específico  $r_j(a)$ . Las tasas ajustadas de fecundidad se obtienen entonces como:

$$\hat{f}_j(a) = f_j(a) / [1 - r_j(a)] \quad [2]$$

Su artículo nos proporciona la fórmula que vincula los efectos de calendario  $r_j(a)$ , al cambio en la edad media al tener los hijos,  $\gamma$ , y al cambio proporcional en la desviación estándar,  $\delta$ . Estos autores también proponen un procedimiento iterativo para estimar la TFR global ajustada, tomando en cuenta los efectos de varianza.

Un problema común para B-F y K-P es la utilización de las tasas de incidencia de fecundidad para la estimación de los efectos de calendario. Kohler y Ortega (2002a, en lo sucesivo K-O) tratan esta cuestión utilizando las intensidades de fecundidad en lugar de las tasas de incidencia. Con el propósito de entender su enfoque, resulta útil considerar en primer lugar la diferencia entre la media y la varianza según estén calculadas a partir de los calendarios de tasas de incidencia o de intensidades. Entonces es posible entender por qué la inferencia basada en las tasas de incidencia es errónea, y a su vez determinar cómo estimar los efectos calendario de modo que están libres de sesgos de composición. La idea básica es medir los efectos calendario exclusivamente a partir del comportamiento de la fecundidad para la paridad que nos interesa.

Lo que usualmente se conoce como la edad media al nacimiento y la varianza para un orden de nacimiento particular se basa en el calendario de la tasa de incidencia de la fecundidad. Si estamos utilizando tasas de incidencia de cohorte y periodo y la edad alcanzada duran-

te el año, las expresiones para la media  $\mu_c^F$  y la varianza,  $\text{Var}_c^F$  son respectivamente:<sup>16</sup>

$$\mu_c^F = \frac{\sum_a a \cdot f_c(a)}{\sum_a f_c(a)}$$

$$\text{Var}_c^F = \frac{\sum_a (a - \mu_c^F)^2 \cdot f_c(a)}{\sum_a f_c(a)} \quad [3]$$

Ya hemos mostrado que las tasas de incidencia de la fecundidad a una paridad dada son el resultado de la combinación de la fecundidad presente (calculada por las intensidades) y de la fecundidad del pasado (en la medida en que ésta determina la composición por paridad de la población). Por eso no podemos basar nuestra estimación de los cambios en el comportamiento en las tasas de incidencia. Dos ejemplos pueden aclarar el tipo de efectos de composición que están presentes en las edades medias calculadas a partir de las tasas de incidencia. Primero, consideremos que en los años previos, como ha ocurrido en muchos países, ha habido un retraso en los primeros nacimientos combinado con una reducción de la intensidad. Además, asumamos que a partir del año base ya no ocurren más cambios. El resultado es que dado que muchas mujeres tuvieron su primer hijo cuando las tasas eran mayores y los nacimientos tenían lugar más temprano, la proporción de mujeres con paridad cero en las edades mayores está fuera de equilibrio con relativamente pocas mujeres en esa categoría. A medida que nos movemos hacia el futuro, incluso sin cambios en las intensidades de los nacimientos, las proporciones de mujeres mayores con paridad cero se irán incrementando y habrá cambios en la edad media al nacimiento para la paridad uno y superiores. Esto parecería indicar un efecto de calendario cuando no hay ninguno. Tomemos un segundo ejemplo: supongamos que la intensidad de los primeros nacimientos cae dramáticamente de un año a otro, mientras que para las paridades superiores se mantienen sin alteración. Esto llevaría a que menos mujeres jóvenes entrarán a la paridad uno. En los siguientes años, la edad media al segundo hijo se incrementará pero no debido a un cambio en el compor-

<sup>16</sup> Cuando se utilizan las tasas de incidencia por edad y periodo o por edad y cohorte, tenemos que agregar 0.5 a la edad media. Cuando utilizamos la edad al principio del año, tenemos que agregarle 1.

tamiento. Nuevamente esto se tomaría dentro del ajuste de B-F como un efecto calendario en los segundos nacimientos. Argumentos similares pueden elaborarse para el cálculo de las varianzas.

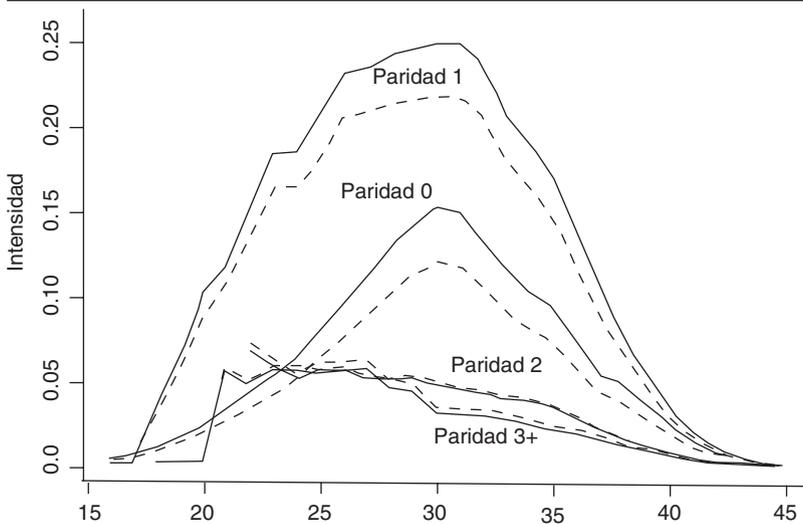
Un segundo concepto de edad media y de varianza comúnmente utilizado proviene de la distribución en equilibrio de las mujeres por paridad: la llamaremos la edad media al nacimiento de la distribución estable,  $\mu^s$ . Esto puede verse como una aplicación especial de la fórmula previa donde la composición por paridad de la población que se utiliza es la de equilibrio en vez de ser la composición actual. No obstante, la dependencia de la distribución en equilibrio de las intensidades para todas las paridades no es deseable. Tomemos, por ejemplo, un aplazamiento del primer hijo sin cambio en la intensidad. Al año siguiente, la distribución de la población en equilibrio tendrá relativamente menos mujeres jóvenes en las paridades altas. Esto significa que la edad media al nacimiento de segundo orden y de órdenes subsecuentes en la distribución estable se incrementará incluso cuando no haya habido cambio en el comportamiento en esas paridades. Para estimar los efectos calendario, una solución posible sería la utilización de la distribución estacionaria correspondiente al primer año (o el segundo) para estimar las edades medias al nacimiento en ambos años. Si bien esto puede resolver el problema de la distribución por paridad cambiante, tiene todavía la limitación de que los efectos calendario que queremos extraer están presentes en las intensidades. En consecuencia, la distribución estable asociada con las intensidades sin ajustar es diferente de la distribución estable asociada con las intensidades ajustadas. Aunque se podría desarrollar un sistema iterativo para poder ajustar las tasas y estimar las edades medias de manera conjunta, K-O proponen una solución más simple: utilizar la edad media al nacimiento calculada a partir del calendario de la intensidad. Las fórmulas correspondientes son las mismas que en [3] sólo que reemplazando las tasas de incidencia,  $f_i(a)$ , por las intensidades,  $m_c(a)$ . Llamamos a estas expresiones la edad media al nacimiento y la varianza del calendario de intensidades ( $\mu^l$  y  $\text{Var}^l$ ). Se corresponden con la edad media y la varianza que serían observadas en una población donde la distribución de mujeres por paridad fuera perfectamente uniforme. Esto obviamente no es realista, pero sirve para estimar los efectos de calendario. Un resultado sorprendente de la aplicación de esta edad media es que no se da, en general, la secuencia habitual en las edades medias de acuerdo con el orden de nacimiento: es posible, por ejemplo, que la edad media al tercer nacimiento sea menor que la edad media al segundo nacimiento. Esto nos

indica que el perfil de las probabilidades de nacimiento puede ser tan joven para los terceros nacimientos como para los segundos. Si bien es cierto que esta elección resulta natural dada la utilización de intensidades de la fecundidad, es posible utilizar como alternativa una distinta distribución fija para el cálculo de edades medias y varianzas.

Un segundo aspecto en la estimación de efectos de calendario tiene que ver con la presencia de los efectos de la varianza. Nuevamente, si los cambios en el calendario de la fecundidad son paralelos, uno podría utilizar los cambios en la edad media como una estimación de los efectos de calendario. Cuando los cambios no son paralelos y la varianza cambia, como ocurre en el modelo de K-P, la edad media y la varianza calculadas a partir del calendario observado están afectadas por distorsiones de *tempo*. Se requiere un procedimiento iterativo para derivar la edad media y la varianza que habrían sido observadas en ausencia de efectos de calendario. El procedimiento es esencialmente el mismo de K-P con la excepción de que K-O lo aplican al calendario de la intensidad. Una vez que los cambios en la edad media y en la varianza se han estimado, las fórmulas de ajuste serán las siguientes:

GRÁFICA 1

Calendarios de intensidad ajustados y sin ajustar. Suecia, 1998.



NOTA: La línea continua corresponde a los calendarios ajustados y la línea punteada a los calendarios observados.

$$m_j'(a) = \frac{m_j(a)}{1 - r_j(a)} \quad [4]$$

$$r_j(a) = \gamma_j + \delta_j(a - \bar{a}_j)$$

donde  $\gamma_j$  es el cambio global del calendario (el incremento en la edad media del calendario ajustado de la intensidad),  $\delta_j$  es el aumento en el logaritmo de la desviación típica y  $\bar{a}_j$  es la edad media del calendario ajustado. Como puede observarse, las edades mayores se ajustan más cuando la varianza se incrementa y viceversa. El procedimiento iterativo diseñado por K-O consiste en utilizar las fórmulas de ajuste de [4] basándose en el calendario observado de la intensidad y utilizando un algoritmo de suavizado para estimar  $\gamma$  y  $\delta$  a partir de las series temporales de edades medias y desviaciones típicas. A partir de los calendarios ajustados se obtienen nuevas series temporales de  $\gamma$ ,  $\delta$  y  $\bar{a}$ . El proceso continúa hasta que se alcanza la convergencia.

Como ejemplo de las fórmulas de ajuste podemos tomar el caso particular de Suecia en 1998.<sup>17</sup> El cuadro 1 muestra las intensidades de fecundidad observadas para nacimientos de orden 1, 2, 3 y las tasas de incidencia para el orden 4 y superiores. El análisis de K-O nos proporciona las estimaciones de gamma y delta que aparecen en las últimas filas del cuadro. La  $\bar{a}$ , también del análisis de K-O, son las edades medias del calendario de intensidad ajustado. La aplicación de las fórmulas de ajuste [4] nos lleva a los efectos de calendario específicos por paridad y edad que se muestran en el cuadro 1, de los cuales podemos entonces obtener los calendarios de intensidad ajustados en las últimas columnas del cuadro. El cuadro también nos proporciona las sumas (la intensidad acumulada) y las edades medias de los calendarios de la intensidad. La gráfica 1 representa gráficamente los calendarios. La intensidad acumulada corresponde al índice de *intensidad* utilizado por K-O. Observamos que el ajuste es particularmente intenso para las paridades cero y, sobre todo, uno. Los efectos de varianza son más fuertes para las paridades uno y tres y superior. Para esas paridades el rango de los efectos de calendario es, por tanto, más amplio. Nótese que los efectos de calendario pueden ser interpretados como el porcentaje por el cual cada tasa de intensidad observada debe ser ajustada para extraer las distorsiones de calendario.

<sup>17</sup> Los datos originales proceden de Andersson (2001). Fueron transformados de la forma periodo-cohorte a la de edad-periodo por medio del suavizado de *splines*.

### Medidas de fecundidad de tablas de vida

Las medidas de tabla de vida son probablemente la herramienta central del análisis demográfico. La mayoría de los indicadores más comúnmente utilizados en demografía, tales como la esperanza de vida, la tasa global de fecundidad, las razones de progresión de paridad, las razones de reproducción neta, pueden ser interpretadas como medidas de tabla de vida. Las medidas de periodo de tablas de vida son medidas sintéticas, ya que no se refieren a una cohorte real sino a una sintética que experimentó las tasas de periodo a lo largo de su vida (Vallin y Caselli, 2001). Las medidas de la tabla de vida proporcionan, por lo tanto, un marco unificador para el estudio de los indicadores demográficos tanto de periodo como de cohorte. En esta sección revisaremos brevemente los diferentes métodos de tabla de vida disponibles para el estudio de la fecundidad a través de la paridad y la edad (las llamaremos tablas de fecundidad).<sup>18</sup>

Al igual que Feeney y Yu (1987) podemos distinguir dos clases de tablas de fecundidad: las aditivas y las multiplicativas. Las tablas aditivas se basan en tasas de incidencia de fecundidad específicas por edad y fueron utilizadas por primera vez por Böckh (1899) en el Anuario Estadístico de Berlín.<sup>19</sup> Se les llama aditivas porque para llegar a la

<sup>18</sup> Existen tablas de vida de fecundidad alternativas que utilizan otras dimensiones relevantes tales como el intervalo entre nacimientos y la paridad (Feeney, 1983; Feeney y Yu, 1987; Ni Bhrolcháin, 1987), intervalo entre nacimientos, paridad y edad conjuntamente (Rallu y Toulemon, 1993a), edad y estatus marital (Farr, 1880, Ansell, 1874), sólo paridad (Chiang y van der Berg, 1982; Lutz, 1989), edad, paridad y estatus marital (Whelpton, 1946; Oechsli, 1975). También estamos intentando con tablas puras de fecundidad, a pesar de que muchos ejemplos tempranos de tablas de vida de fecundidad se combinaban con la mortalidad, lo que resultaba en tablas de reproducción. El desarrollo sistemático de esas tablas proviene de Kuczynski (1928, 1932), aunque podemos encontrar ejemplos más tempranos en Farr (1880), o Böckh (1886 y otros años). Véase Stolnitz y Ryder (1949) y Lewes (1984) para una reseña histórica.

<sup>19</sup> Richard Böckh tabuló, para un número de años, los nacimientos de acuerdo con la paridad y la edad, pero no estandarizó las cifras. En 1899 las estandarizó utilizando la distribución de la edad de las mujeres, obteniendo así las tasas de incidencia de fecundidad por primera vez. Kuczynski, quien fue estudiante de Böckh en la oficina de Estadística de Berlín, difundió esas medidas en Inglaterra y en Estados Unidos (Kuczynski, 1928, 1932; un ejemplo del efecto de su trabajo se encuentra en Glass *et al.*, 1938). A Kuczynski debemos muchos de los términos utilizados en el análisis de la fecundidad como la fecundidad total; sin embargo, no incidió en el análisis de fecundidad por paridad. Por otra parte, cuando Charles (1937) lo consultó durante su exilio en Inglaterra sobre el estudio de la fecundidad por orden de nacimiento, Kuczynski sugirió la utilización de las tasas de incidencia de la fecundidad lo que volvió a poner de moda las tablas aditivas de la fecundidad, sobre las que siguieron trabajando Lotka y Spiegelman (1940). Posteriormente Henry y Pressat hicieron la distinción entre las tasas de primero y segundo tipo.

**CUADRO 1**  
**Intensidades observadas y ajustadas. Suecia 1998. Datos de edad-periodo**

Edad/paridad	Intensidades x 1000					$r(a, 0) \times 100$					Intens. ajustadas x1000				
	0	1	2	3+		0	1	2	3+		0	1	2	3+	
16	1.6					21.6					2.1				
17	3.9					21.6					5.0				
18	7.5	29.6				21.5	9.7				9.6	32.8			
19	11.9	55.4				21.5	9.9				15.2	61.5			
20	18.4	89.0				21.5	10.1				23.5	99.0			
21	25.0	106.0	57.0			21.5	10.4	-3.2			31.8	118.2	55.2		
22	32.4	136.8	48.9	71.9		21.5	10.6	-3.2	-6.2		41.2	153.0	47.4	67.8	
23	40.8	164.8	58.0	61.9		21.5	10.8	-3.1	-6.7		52.0	184.8	56.3	58.0	
24	49.0	164.2	58.4	54.4		21.5	11.0	-3.0	-7.3		62.4	184.5	56.7	50.7	
25	63.3	183.6	55.6	60.7		21.4	11.2	-3.0	-7.8		80.5	206.8	54.0	56.3	
26	76.1	206.7	57.6	60.6		21.4	11.4	-2.9	-8.4		96.9	233.3	56.0	55.9	
27	87.1	209.0	52.7	62.2		21.4	11.7	-2.8	-9.0		110.8	236.6	51.2	57.1	
28	101.6	214.8	51.5	49.9		21.4	11.9	-2.8	-9.5		129.3	243.8	50.1	45.6	
29	112.4	217.7	52.9	48.2		21.4	12.1	-2.7	-10.1		143.0	247.6	51.5	43.8	
30	121.0	219.6	49.0	34.5		21.4	12.3	-2.6	-10.6		153.9	250.4	47.7	31.2	
31	118.5	219.1	46.4	33.1		21.4	12.5	-2.6	-11.2		150.6	250.5	45.3	29.8	
32	104.8	207.1	44.6	33.9		21.3	12.7	-2.5	-11.7		133.2	237.3	43.5	30.4	
33	92.5	180.1	40.7	31.4		21.3	12.9	-2.5	-12.3		117.6	206.9	39.7	27.9	
34	81.6	166.7	39.9	28.1		21.3	13.2	-2.4	-12.9		103.7	192.0	39.0	24.9	
35	75.2	149.1	36.6	23.9		21.3	13.4	-2.3	-13.4		95.5	172.1	35.8	21.1	

36	59.3	120.3	29.8	21.7	21.3	13.6	-2.3	-14.0	75.3	139.2	29.1	19.1
37	44.4	92.9	22.7	18.7	21.3	13.8	-2.2	-14.5	56.4	107.7	22.2	16.3
38	38.8	67.1	17.4	13.7	21.3	14.0	-2.1	-15.1	49.2	78.1	17.1	11.9
39	29.3	48.0	12.3	10.8	21.2	14.2	-2.1	-15.6	37.1	56.0	12.1	9.3
40	21.0	29.9	8.7	7.8	21.2	14.5	-2.0	-16.2	26.7	35.0	8.5	6.7
41	12.7	18.2	4.5	4.9	21.2	14.7	-1.9	-16.7	16.2	21.3	4.4	4.2
42	7.1	9.8	2.7	3.3	21.2	14.9	-1.9	-17.3	9.0	11.6	2.7	2.8
43	4.9	5.2	1.7	2.8	21.2	15.1	-1.8	-17.9	6.2	6.1	1.6	2.3
44	2.6	2.8	0.4	1.4	21.2	15.3	-1.7	-18.4	3.3	3.3	0.4	1.2
45	0.8	1.2	0.5	1.3	21.2	15.5	-1.7	-19.0	1.0	1.4	0.5	1.1
Int. acumuladas	1.450	3.310	0.850	0.740					1.840	3.770	0.830	0.680
Edades medias	30.74	29.48	29.22	29.05					30.74	29.54	29.23	28.92
Gamma x 100	21.37	11.98	-2.76	-9.46								
Delta x 10 000	-1.44	21.57	6.44	-55.63								

FUENTE: Andersson, 2001 para las intensidades observadas de cohorte-periodo; Kohler y Ortega, 2002b para los parámetros gamma y delta. Estimaciones propias.

medida global de fecundidad, la TFR específica por paridad, se van sumando las tasas de fecundidad para una paridad dada. Sin embargo, esto implica tratar los nacimientos de paridad específica como si fueran eventos repetibles, cuando no lo son (Henry, 1972; Keilman 1994). Al sumar las TFR específicas por paridad, se obtiene la TFR general. Esto también aplica cuando se consideran otras dimensiones además de la paridad. En general, la TFR específica por clase se obtiene de:

$$TFR_c = \sum_a f_c(a)$$

La TFR total se obtiene entonces ya sea por la adición de las diferentes TFR específicas por clase o por la adición de todas las tasas de incidencia de la fecundidad.

$$TFR = \sum_c TFR_c = \sum_a f(a)$$

Esta simplicidad es, a la vez, la fortaleza y la debilidad de las medidas aditivas de tabla de vida. Dado que la TFR es meramente una suma de tasas, puede verse como una simple medida resumen de la fecundidad que toma en cuenta la fecundidad a todas las edades con el mismo peso. Esta simplicidad hace que las series de tiempo de las TFR de periodo sean un tanto volátiles, lo cual es un punto fuerte de la medida.<sup>20</sup> Un segundo punto fuerte es que los requerimientos de información son relativamente laxos. Su primer punto débil es la falta de lógica demográfica intrínseca. Como hemos visto, las tasas de incidencia no reflejan el riesgo de dar a luz de una mujer en particular al estar influenciadas por la distribución por paridad de las mujeres en cada edad. Cuando estas tablas se aplican a la cohorte, adquieren algo de consistencia demográfica, ya que siguen los eventos del mismo grupo de mujeres –u hombres– a lo largo del tiempo. Cuando se aplican a datos de periodo, falta dicha consistencia y por ello no es raro encontrar TFR de periodo específicas del primer nacimiento mayores a uno (Feeney y Yu, 1987; Hobcraft, Menken y Preston, 1982; Keilman, 1994).<sup>21</sup> Esto no representa un problema si se le interpreta como una

<sup>20</sup> La volatilidad de la TFR de periodo es deseable porque hace más fácil, al menos potencialmente, encontrar los determinantes del cambio. Véase Ní Bhrolchain (1992) para revisar una posición similar. Ryder (1980, 1986) por el contrario, ve esta volatilidad como un inconveniente.

<sup>21</sup> Esto también puede ocurrir en las tablas de vida de cohorte específicas por paridad cuando ésta es un factor selectivo en la migración o la mortalidad. Supongamos por ejemplo que, por alguna razón, hubo una muy alta emigración de mujeres sin hijos

señal de una muy favorable —e inherentemente inestable— distribución de paridad junto con una alta fecundidad para ese orden, en lugar de hacerlo solamente como una intensidad de fecundidad imposible. Es necesario conocer qué aplicaciones son legítimas para cada medida. Un ejemplo de tabla aditiva se muestra en el cuadro 2, donde se muestran para Suecia las tasas de incidencia ajustadas por calendario utilizando el procedimiento de K-O y la fórmula de conversión [1]. Observamos que las TFR específicas por paridad y ajustadas por calendario son considerablemente mayores que las observadas para las paridades cero y uno. Esto es particularmente así para los primeros nacimientos, donde las tasas observadas sugerirían la ausencia de niños en casi 40% comparado con 20% derivado de las tasas ajustadas. Teniendo en cuenta las distintas paridades, tenemos una TFR global ajustada de 1.67 comparada con la observada de 1.43.<sup>22</sup> También podemos observar las edades medias del calendario de las tasas de incidencia. Tal y como comentamos en la sección anterior, éstas aumentan con la paridad. En este caso no se encuentran grandes diferencias entre las edades medias del calendario ajustado y el observado. Es además posible estimar una distribución de paridad implícita a partir de la diferencia entre las TFR de distintas paridades (Charles, 1937). Esta medida no debe ser utilizada cuando se basa en datos de periodo ya que las distorsiones de calendario y la composición de paridad pueden llevar a estimaciones erróneas.

Las tablas de vida multiplicativas tratan los nacimientos de un orden particular como un evento no repetible; y como precisamente eso es lo que son, brindan consistencia demográfica a los cálculos de tabla de vida que están basado en las intensidades de la fecundidad. Este tipo de tablas fueron utilizadas por primera vez por Quensel (1939) y Whelpton (1946) y fueron nuevamente usadas en su forma de paridad y edad por Park (1976), Lutz (1989), Rallu y Toulemon (1993a), Giorgi (1993) y de Simoni (1995). En su forma clásica, suponen que las intensidades son constantes por segmentos dentro de sus respectivos intervalos de edad. Sin embargo, también es posible no considerar este supuesto y trabajar en tiempo continuo (referimos al lector a K-O para

---

en un país particular. Las TFR de cohorte de segundo orden podrían también ser mayores a uno ya que la composición de la población por paridad experimentó un cambio con mayor peso para las mujeres de paridad uno, quienes son las que contribuyen a la paridad dos.

<sup>22</sup> Esta cifra está un tanto por debajo de la cifra publicada de 1.50 debido a que ciertas categorías de nacimiento fueron excluidas, como las relativas a aquellos nacidos de mujeres extranjeras (véase Andersson, 1999).

CUADRO 2

Tasas de incidencia observadas y ajustadas. Suecia 1998. Datos de edad-periodo

Edad/paridad	Tasas de incidencia x 1000				Tasas de incidencia ajustadas x1000			
	0	1	2	3+	0	1	2	3+
16	1.62				2.07			
17	3.91				4.99			
18	7.46	0.25			9.51	0.28		
19	11.71	1.00			14.92	1.11		
20	17.73	2.90			22.59	3.22		
21	23.52	5.52	0.43		29.96	6.15	0.42	
22	29.20	10.76	0.82	0.09	37.19	12.03	0.80	0.09
23	35.09	17.34	1.99	0.11	44.68	19.44	1.93	0.11
24	39.66	21.49	3.09	0.35	50.49	24.15	3.00	0.33
25	46.77	29.32	5.07	0.58	59.54	33.03	4.93	0.54
26	50.93	37.70	7.45	1.23	64.82	42.56	7.24	1.13
27	51.16	42.82	9.41	1.72	65.10	48.46	9.15	1.58
28	51.52	47.24	11.86	2.19	65.55	53.60	11.54	2.00
29	48.90	49.19	14.88	2.78	62.19	55.95	14.49	2.53
30	44.39	48.95	16.03	2.83	56.45	55.82	15.61	2.55
31	37.38	46.80	17.23	3.35	47.53	53.50	16.80	3.02
32	29.07	41.33	17.77	4.21	36.95	47.36	17.33	3.77
33	22.68	33.89	17.07	4.62	28.83	38.93	16.67	4.12
34	18.11	29.32	17.29	4.75	23.01	33.76	16.89	4.21
35	15.58	24.32	16.11	4.50	19.80	28.07	15.75	3.97

36	11.72	18.89	13.17	4.42	14.88	21.86	12.88	3.88
37	8.20	13.93	10.13	4.07	10.41	16.16	9.91	3.55
38	6.76	9.78	7.78	3.20	8.58	11.38	7.62	2.78
39	4.88	7.19	5.47	2.57	6.19	8.38	5.36	2.23
40	3.36	4.44	3.86	1.92	4.26	5.20	3.78	1.66
41	2.04	2.70	2.00	1.20	2.59	3.16	1.96	1.03
42	1.11	1.51	1.22	0.81	1.41	1.78	1.20	0.69
43	0.75	0.80	0.76	0.66	0.96	0.94	0.74	0.56
44	0.39	0.43	0.19	0.34	0.50	0.51	0.19	0.29
45	0.11	0.18	0.25	0.30	0.15	0.22	0.25	0.25
TFRj	0.6257	0.5500	0.2013	0.0528	0.7961	0.6270	0.1964	0.0468
Edades medias	28.08	30.38	32.69	34.42	28.07	30.43	32.71	34.33

FUENTE: Andersson, 2001 para las frecuencias observadas de cohorte-periodo. Estimaciones propias de acuerdo con lo explicado en el texto.

ahondar en ese contexto). El nombre de las tablas deriva de la naturaleza multiplicativa de las intensidades. La medida básica que utilizaremos es la proporción de mujeres de paridad  $j$  a la edad  $a_0$  que experimenta al menos  $n$  nacimientos adicionales entre las edades exactas  $a_0$  y  $a_1$ :  ${}_n P_j(a_0, a_1)$ . Estas proporciones son particularmente simples de calcular para cada nacimiento adicional:

$${}_1 P_j(a_0, a_1) = 1 - \prod_{a=a_0}^{a_1-1} \exp[-m_j(a)] = 1 - \exp\left[-\sum_{a=a_0}^{a_1-1} m_j(a)\right] \quad [5]$$

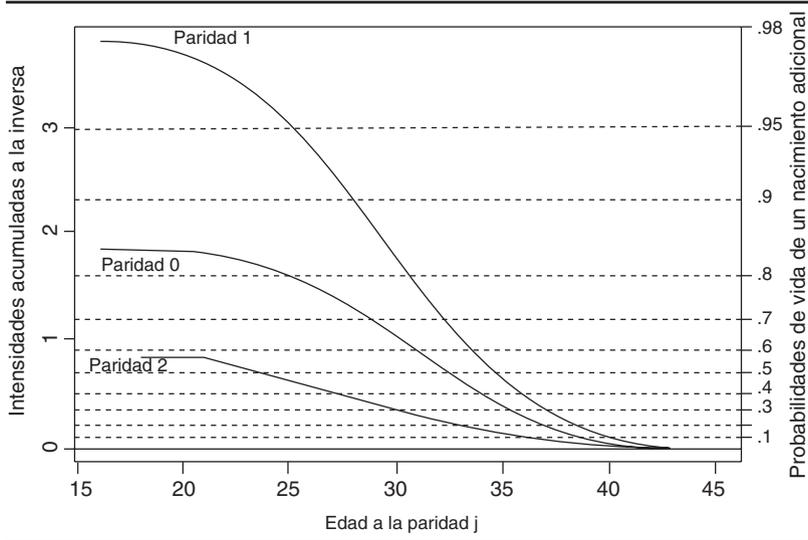
donde observamos la naturaleza multiplicativa de las intensidades. Cuando la proporción se calcula para el tiempo de vida restante, tenemos la probabilidad de vida de  $n$  nacimientos adicionales  ${}_n P_j(a_0)$  de Park (1976). El argumento  $a_0$  puede también quitarse si el cálculo se hace a través de todo el periodo de edades reproductivas. K-O con frecuencia utilizan la medida  ${}_1 P_j(a)$ , a la que llaman probabilidad de progresión de paridad condicional a la edad  $a$ . Como ya hemos mencionado, generalmente las medidas de intensidad basadas en las tablas de vida multiplicativas son más estables que las basadas en las medidas aditivas. Esto es así porque las medidas aditivas sólo reflejan la suma de las tasas: cuando éstas son muy altas aunque transitorias en algunas edades, simplemente se suman. Por el contrario, el peso dado a una edad en particular en una medida de intensidad multiplicativa, depende negativamente de la propia intensidad. Por ejemplo, la primera derivada de una razón de progresión de paridad para la paridad 0 viene dada por:

$$\frac{\partial {}_1 P_0}{\partial m_1(a)} = -\exp\left[-\sum m_1(a)\right] = 1 - {}_1 P_0$$

Esto es, la derivada es igual a la proporción de mujeres sin hijos en la tabla. Se observa entonces cómo el efecto de una sola intensidad se atenúa de acuerdo con lo cercana que sea la medida de intensidad al máximo. Esto significa, por ejemplo, que cuando la fecundidad es muy alta en edades jóvenes, el peso que se da a las edades mayores disminuye. Éste constituye un punto importante siempre que se usen datos de cohorte, pero puede ser desventajoso cuando sólo se está interesado en una medida estrictamente de periodo. En tal caso es posible que sea más interesante utilizar intensidades acumuladas, las cuales son aditivas y pueden ser convertidas a probabilidades mediante una transformación directa. La gráfica 2 es una útil representación de las inten-

GRÁFICA 2

**Intensidades acumuladas a la inversa y probabilidad de un nacimiento adicional\***



\* Basado en las intensidades ajustadas por calendario para Suecia, 1998.

sidades acumuladas de manera inversa. Como sugirió Toulemon (2001b), un gráfico de doble escala, con las intensidades acumuladas en la segunda escala, muestra la medida de probabilidad de vida,  ${}_1P_j(a)$ .

Las tablas de fecundidad son de gran utilidad para organizar las intensidades de la fecundidad y el cálculo de las medidas resumen. Consisten en tablas de incremento-decremento donde la variable de estado es la paridad, y el acceso a cada paridad requiere una transición previa en los estados de menor nivel. Para construir las tablas, el primer paso es calcular las probabilidades de transición a partir de las intensidades, lo cual es una tarea no trivial. Por un lado, existe la posibilidad de utilizar las fórmulas basadas en la teoría de las cadenas de Markov, tal y como hicieron Hoem y Jensen (1982) o, alternativamente, simplificaciones estándar como las descritas por Schoen (1988) o Palloni (2001). El problema es que esas fórmulas no capturan fácilmente el contexto particular de la secuencia de nacimientos. El enfoque más simple es posiblemente estimar directamente las probabilidades de nacimiento en lugar de las intensidades, tal y como hacen Rallu y

Toulemon (1993b), o utilizar la fórmula exponencial simple que es entonces compatible con [5].<sup>23</sup> En este caso obtendríamos la probabilidad de nacimiento específica por edad y paridad,  $q_j(a)$  como:

$$q_j(a) = 1 - \exp[-m_j(a)] \quad [6]$$

Podemos entonces utilizar las probabilidades de nacimiento para elaborar las medidas de la tabla de vida restantes. En la tabla de fecundidad general, el resto de columnas lo constituye el número de mujeres de paridad  $j$  y edad exacta  $a$ ,  $D_j(a)$ , y el número de nacimientos que les ocurren a esas mujeres a la edad  $a$ ,  $b_j(a)$ . Estas cantidades se calculan de manera iterativa por edad a partir de las siguientes fórmulas:

$$b_j(a) = D_j(a) q_j(a) \quad [7]$$

$$D_j(a+1) = D_j(a) - b_j(a) + b_{j-1}(a) \quad [8]$$

Es común que la última categoría de paridad,  $J$ , incluya a la paridad  $J$  y paridades mayores. En este caso, para esta categoría exclusivamente se trata de tasas de incidencia de fecundidad. Por tanto, las fórmulas son ligeramente diferentes para esta última paridad:

$$b_j(a) = D_j(a) f_j(a)$$

$$D_j(a+1) = D_j(a) + b_{j-1}(a)$$

Nótense también las condiciones iniciales:

$$D_0(\alpha) = N ; D_j(\alpha) = 0, j > 0$$

donde  $N$  es la raíz de la tabla, es decir, el tamaño arbitrario de la cohorte sintética. El cuadro 3 muestra la tabla de fecundidad general basada en las intensidades ajustadas por calendario para Suecia en 1998.

Una de las ventajas de la tabla de fecundidad es que muchas medidas resumen pueden ser construidas directamente a partir de la tabla de nacimientos. Por ejemplo, el número promedio de nacimientos por mujer en la cohorte sintética puede definirse por la suma de nacimientos en un rectángulo de la tabla (de Simoni, 1995) del modo siguiente:

<sup>23</sup> Una alternativa interesante consiste en aplicar la fórmula exponencial a intervalos de seis meses de edad obtenidos por una duplicación de tasas. Esto permitiría dos transiciones dentro de un año, pero no más, en correspondencia con las limitaciones biológicas.

$$b_{j_1, j_2}(a_0, a_1) = \sum_{a=a_0}^{a_1} \sum_{j=j_1}^{j_2} b_j(a) \quad [9]$$

En particular, la fecundidad completa de la tabla corresponde a  $b_{0,j}(\alpha, \omega)/N = b_{0,j}(\alpha)/N$ . En nuestro caso, el valor es 1.7. Éste es el índice llamado PATFR<sup>24</sup> por Rallu y Toulemon (1993a), lo que significa que es la tasa global de fecundidad obtenida de una tabla de fecundidad por paridad y edad. Este índice está libre de efectos de composición porque está basado en la distribución de mujeres de la tabla, y libre de distorsiones de calendario porque se ha calculado a partir de las intensidades ajustadas por calendario. Las sumas acumuladas  $CF(a) = b_{0,j}(\alpha, a-1)/N$  constituyen también una medida útil ya que nos proporcionan la fecundidad acumulada antes de la edad  $a$ . Son de uso común, sobre todo en estudios de cohorte donde se denominan fecundidad incompleta de cohorte. De la suma de columnas correspondientes a cada paridad pueden obtenerse las tasas globales de fecundidad específicas para cada paridad,  $PATFR_j$ , que pueden interpretarse como la proporción de mujeres en la cohorte sintética que han tenido al menos  $j+1$  hijos. Se muestran en la última fila de la columna de nacimientos en el cuadro 4. También corresponden a las probabilidades de vida de Park de  $j+1$  nacimientos. En este ejemplo resulta que la proporción de mujeres que tienen un nacimiento adicional a la paridad 0 y a la paridad 1 son muy altas, con menos de 16% de mujeres sin hijos y más de dos tercios de las mujeres con al menos dos hijos. En contraste, el índice de paridad 2 es muy pequeño, por debajo de 17%. La diferencia entre la  $PATFR_j$  y la  $TFR_j$  obtenida en la tabla aditiva, cuadro 2, es el resultado de las diferencias entre la distribución por paridad de las mujeres en 1998 y la distribución estable. Los valores basados en la tabla multiplicativa son mayores que los de la tabla aditiva para paridades bajas (0 y 1) y menores para mayores paridades (2, 3 y más), lo que nos muestra que la proporción de mujeres que estaban en 1998 en las paridades menores es sorprendentemente pequeña. Ello es el resultado del fenómeno de la fecundidad de “montaña rusa” que tuvo lugar en Suecia al inicio de la década de los noventa, cuando las tasas para el primero y segundo nacimiento fueron altas por unos años (véase Hoem y Hoem, 1996). La fecundidad más allá del tercer nacimiento es prácticamente insignificante.

<sup>24</sup> Por sus siglas en inglés: *Parity and Age Fertility Table*.

CUADRO 3

Tabla de fecundidad. Intensidades ajustadas por calendario. Suecia, 1998

Edad/paridad	Mujeres					Probabilidades x 1000					Nacimientos				
	0	1	2	3+		0	1	2	3+		0	1	2	3+	
16	1000.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.07	0.00	0.00	0.00	0.00	2.07	0.00	0.00	0.00	0.00
17	997.93	2.07	0.00	0.00	0.00	5.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.99	0.00	0.00	0.00	0.00
18	992.95	7.05	0.00	0.00	0.00	9.56	32.28	0.00	0.00	0.00	9.49	0.23	0.00	0.00	0.00
19	983.45	16.32	0.23	0.00	0.00	15.08	59.62	0.00	0.00	0.00	14.84	0.97	0.00	0.00	0.00
20	968.62	30.18	1.20	0.00	0.00	23.17	94.25	0.00	0.00	0.00	22.45	2.84	0.00	0.00	0.00
21	946.17	49.78	4.05	0.00	0.00	31.34	111.48	53.74	0.00	0.00	29.66	5.55	0.22	0.00	0.00
22	916.52	73.89	9.38	0.22	0.00	40.36	141.89	46.29	67.76	0.00	36.99	10.48	0.43	0.01	0.00
23	879.53	100.40	19.43	0.65	0.00	50.66	168.71	54.71	58.03	50.71	44.56	16.94	1.06	0.04	0.00
24	834.97	128.02	35.30	1.71	0.00	60.48	168.47	55.13	50.71	50.50	50.50	21.57	1.95	0.09	0.00
25	784.47	156.94	54.92	3.66	0.00	77.36	186.85	52.54	56.30	60.69	60.69	29.32	2.89	0.21	0.00
26	723.79	188.31	81.36	6.55	0.00	92.33	208.11	54.48	55.89	66.83	66.83	39.19	4.43	0.37	0.00
27	656.96	215.94	116.12	10.98	0.00	104.89	210.68	49.91	57.09	68.91	68.91	45.50	5.80	0.63	0.00
28	588.05	239.36	155.82	16.77	0.00	121.29	216.32	48.85	45.60	71.32	71.32	51.78	7.61	0.76	0.00
29	516.73	258.90	199.98	24.39	0.00	133.25	219.32	50.16	43.78	68.86	68.86	56.78	10.03	1.07	0.00
30	447.87	270.98	246.73	34.42	0.00	142.62	221.53	46.61	31.22	63.87	63.87	60.03	11.50	1.07	0.00
31	384.00	274.82	295.26	45.92	0.00	139.84	221.57	44.25	29.77	53.70	53.70	60.89	13.07	1.37	0.00
32	330.30	267.63	343.09	58.99	0.00	124.73	211.20	42.61	30.38	41.20	41.20	56.52	14.62	1.79	0.00
33	289.10	252.30	384.99	73.60	0.00	110.93	186.86	38.94	27.93	32.07	32.07	47.15	14.99	2.06	0.00
34	257.03	237.23	417.15	88.60	0.00	98.53	174.69	38.21	24.92	25.32	25.32	41.44	15.94	2.21	0.00
35	231.71	221.11	442.65	104.54	0.00	91.09	158.10	35.11	21.05	21.11	21.11	34.96	15.54	2.20	0.00





Las razones de progresión de paridad (PPR, por sus siglas en inglés),  $\pi_j$ , pueden definirse a partir de las PATFR<sub>j</sub> (Henry, 1953; Ryder, 1986; Ní Bhrolchai, 1987; Feeney y Yu, 1987). Representan la proporción de mujeres que estuvieron en la paridad  $j$  y que se movieron a la paridad  $j+1$ . Pueden calcularse como:

$$\pi_j = \text{PATFR}_{j+1} / \text{PATFR}_j$$

En nuestro caso, las razones de progresión de paridad para las paridades 1 y 2 son de 79.3 y 25.0%, respectivamente.

La distribución de las mujeres por paridad en las distintas edades se encuentra disponible de manera inmediata en la tabla de fecundidad como  $D_j(a)$ . Si las intensidades de la fecundidad se mantuvieran constantes durante un tiempo suficiente, estas proporciones serían las observadas en la población. Por ello hablamos de distribución estable de las mujeres por paridad y edad. La distribución final se evidencia de manera particular en la última fila. En este ejemplo específico la altas PPR para las paridades 0 y 1 junto con la baja PPR para la paridad 2 llevan a que aproximadamente la mitad de mujeres en la distribución estable tengan dos hijos. La figura 3 muestra las proporciones acumuladas de mujeres en diferentes paridades por edad.

El cálculo de las proporciones de nacimientos adicionales  ${}_n P_j(a, b)$  es en general más complicado. La tabla de fecundidad puede interpretarse como el ejercicio de seguimiento de la trayectoria de la fecundidad de una mujer inicialmente en paridad 0 desde la edad  $a$  hasta la edad  $\omega$ . Las proporciones de nacimientos adicionales requieren cálculos similares, pero para una mujer inicialmente en paridad  $j$  y edad  $a$  cuya trayectoria sólo se sigue hasta la edad  $b$  y el nacimiento de orden  $j+n$ . Estas proporciones pueden construirse formando una tabla de fecundidad específica con una raíz de uno elegida para la categoría inicial deseada (edad  $a$  y paridad  $j$ ) y donde la paridad absorbente es  $j+n$ . K-O llaman a esto la cohorte sintética de edad  $a$  y paridad  $j$ . Las proporciones de nacimientos adicionales pueden leerse ya sea como la proporción de mujeres en el estado absorbente a la edad  $b+1$ , o como la suma acumulada  $b_{j+n-1}(a, b)$ . El cuadro 4 muestra un ejemplo de este tipo de cálculos para mujeres en la paridad 1 a los 35 años de edad. Como puede observarse, todas las medidas asociadas como el número de nacimientos o edad media también pueden aplicarse aquí. En este caso, observamos 46.82% de probabilidad de que una mujer de 35 años y paridad 1 tenga un nacimiento adicional, y una probabilidad muy baja, de 2.8%, de que tenga más de dos hijos.

También es posible obtener las medidas de intervalos entre nacimientos (intervalos intergenésicos) dado que el intervalo de la paridad  $j$  a la paridad  $j+1$  es igual a la diferencia entre la edad media al nacimiento a la paridad  $j+1$  menos la edad media al nacimiento a la paridad  $j$  calculada sólo para las mujeres que tuvieron hijos adicionales. Esto puede estimarse repartiendo el número de nacimientos en la tabla de fecundidad general en dos columnas: una con los nacimientos de las mujeres que han tenido nacimientos adicionales,  ${}_+b_j(a)$  y otra con los nacimientos de mujeres que se quedaron en la paridad  $j+1$ ,  ${}_1b_j(a)$ , lo cual se obtiene respectivamente por:

$${}_+b_j(a) = b_j(a) \cdot \pi_{j+1}(a) \quad [10]$$

y

$${}_1b_j(a) = b_j(a) \cdot [1 - \pi_{j+1}(a)] \quad [11]$$

Se pueden entonces obtener las edades medias al nacimiento para aquellas que avanzaron y para las que no lo hicieron, y restando esto de la edad media al siguiente nacimiento, obtenemos el intervalo intergenésico medio para la transición de la paridad  $j$  a la paridad  $j+1$  (Feichtinger, 1987). En el cuadro 5 mostramos un ejemplo de los cálculos. Se observa que las mujeres que avanzan al segundo nacimiento eran mucho más jóvenes cuando tuvieron su primer nacimiento que las que no experimentaron esa transición (27.2 *versus* 33 años). Lo mismo se aplica a la transición al tercer nacimiento. Por ello, la diferencia entre las edades medias globales al nacimiento sería un subestimación del intervalo intergenésico. Los intervalos medios entre nacimientos obtenidos son, por tanto, 3.7 años del primero al segundo nacimiento, y 4.7 años del segundo al tercero.

También es posible obtener un orden medio de nacimiento para distintas edades (de Simoni, 1995). Para una edad particular  $a$ , el orden medio de nacimiento sería:

$$\bar{O}(a) = \frac{\sum_{j=0}^I (j+1)b_j(a)}{\sum_{j=0}^I b_j(a)}$$

De hecho, se pueden aplicar a las tablas de fecundidad cualquiera de las funciones de las tablas de vida de incremento-decremento. En

CUADRO 5

**Intervalos intergenésicos medios, primero a segundo nacimiento y segundo a tercer nacimiento**

<i>Edad / clase</i>	<i>Nacimientos en la tabla</i>			
	<i>1 a 2</i>	<i>Sigue en 1</i>	<i>2 a 3</i>	<i>Sigue en 2</i>
18	0.222	0.005	0.000	0.000
19	0.950	0.023	0.000	0.000
20	2.773	0.072	0.000	0.000
21	5.394	0.155	0.122	0.095
22	10.154	0.330	0.234	0.200
23	16.316	0.621	0.548	0.515
24	20.616	0.951	0.949	0.997
25	27.769	1.555	1.321	1.564
26	36.631	2.556	1.896	2.536
27	41.748	3.748	2.289	3.507
28	46.374	5.403	2.764	4.848
29	49.221	7.561	3.314	6.717
30	49.789	10.239	3.393	8.108
31	47.551	13.343	3.404	9.662
32	40.613	15.911	3.308	11.311
33	30.321	16.824	2.877	12.115
34	23.254	18.187	2.537	13.404
35	16.368	18.588	1.954	13.589
36	9.924	17.015	1.244	12.007
37	5.473	14.501	0.700	9.730
38	2.679	11.315	0.380	7.832
39	1.240	8.619	0.176	5.726
40	0.461	5.647	0.076	4.120
41	0.158	3.548	0.021	2.158
42	0.044	1.967	0.007	1.329
43	0.011	1.048	0.002	0.816
44	0.003	0.563	0.000	0.210
45	0.000	0.238	0.000	0.267
Edades medias	29.617	34.457	30.925	34.144
Edad siguiente nacim.	33.498		35.110	
Intervalo intergenésico	3.881		4.185	

FUENTE: Estimaciones propias con base en el cuadro 3.

particular, podemos calcular los años-persona vividos o los tiempos de espera condicionales (Palloni, 2001). Los tiempos de espera a la edad 15 y paridad 0 pueden ser calculados fácilmente a partir de la tabla de fecundidad calculando el número de años-mujer vividos en la tabla  $L_j(a)=[D_j(a)+D_j(a+1)]/2$  y sumando el número de años vividos en cada estado. El cuadro 6 muestra este cálculo. En este caso concreto, observamos que el tener los hijos tarde implica pasar la mayoría del periodo reproductivo en la paridad cero (15 años), y que la proporción de tiempo en la paridad uno es muy baja debido a la tardía transición a la paridad uno y a la alta tasa de avance a la paridad dos. Estos tiempos de espera pueden generalizarse para otras edades y paridades. La idea básica es basar los cálculos en la tabla de fecundidad construida específicamente para la cohorte sintética de edad  $a$  y paridad  $j$ . De Simoni (1995) también propone un número de medidas de edad y periodo basadas en los años-persona vividos en una paridad dada por mujeres que avanzan a un nacimiento adicional y por las mujeres que no lo hacen, todos los cuales se basan en las  $L_j(a)$  de la tabla.

Hasta aquí nos hemos concentrado en las mediciones de la fecundidad por paridad y edad. Existen otros esquemas alternativos para el estudio de la fecundidad (Lutz, 1989; véase también la nota a pie núm. 18). Cada uno de ellos lleva a medidas sintéticas relacionadas. Las alternativas más comunes son las tablas de vida de paridad y duración. En ellas es posible definir intervalos medios entre nacimientos y razones de progresión de la paridad (Henry, 1953; Feeney y Yu, 1987; Ní Bhrolchain, 1987), y un índice global de fecundidad, el PDTFR de Rallu y Toulemon (1993a) es decir, la TFR por paridad y duración. Al utilizar grandes encuestas, es posible extender estas dimensiones adicionales, como lo muestra el cálculo de Rallu y Toulemon (1993a) del PADTFR: la tasa global de fecundidad por paridad, edad y duración. Tanto las medidas sintéticas propuestas para los esquemas de paridad y edad como las de paridad y duración pueden extenderse a un esquema de paridad, edad y duración. En relación con la elección entre los modelos de paridad y edad *versus* el de paridad y duración, existen buenos argumentos para ambos. Las tablas sin duración no tienen en cuenta el periodo de baja fecundidad que sigue al nacimiento ni el del intervalo entre la concepción y el nacimiento. Las tablas sin edad dejan de lado el hecho de que la edad condiciona la progresión de paridad: no es lo mismo para una mujer alcanzar la paridad uno a los treinta años que a los treinta cinco o a los cuarenta. De hecho, el retraso es uno de los elementos característicos de la fecundidad presente, y una

**CUADRO 6**  
**Tiempos de espera en distintas paridades**

<i>Edad/paridad</i>	<i>Años vividos por mujeres</i>			
	<i>0</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3+</i>
16	0.999	0.001	0.000	0.000
17	0.995	0.005	0.000	0.000
18	0.988	0.012	0.000	0.000
19	0.976	0.023	0.001	0.000
20	0.957	0.040	0.003	0.000
21	0.931	0.062	0.007	0.000
22	0.898	0.087	0.014	0.000
23	0.857	0.114	0.027	0.001
24	0.810	0.142	0.045	0.003
25	0.754	0.173	0.068	0.005
26	0.690	0.202	0.099	0.009
27	0.623	0.228	0.136	0.014
28	0.552	0.249	0.178	0.021
29	0.482	0.265	0.223	0.029
30	0.416	0.273	0.271	0.040
31	0.357	0.271	0.319	0.052
32	0.310	0.260	0.364	0.066
33	0.273	0.245	0.401	0.081
34	0.244	0.229	0.430	0.097
35	0.221	0.214	0.452	0.112
36	0.203	0.201	0.469	0.127
37	0.190	0.191	0.481	0.139
38	0.180	0.184	0.488	0.148
39	0.173	0.179	0.493	0.155
40	0.167	0.177	0.496	0.160
41	0.164	0.176	0.498	0.163
42	0.162	0.175	0.499	0.165
43	0.160	0.174	0.499	0.166
44	0.160	0.174	0.500	0.167
45	0.159	0.174	0.500	0.167
Tiempo de espera	15.052	4.901	7.960	2.086

FUENTE: Estimaciones propias con base en el cuadro 3.

de sus consecuencias es lo que K-O llaman el *efecto de envejecimiento de la fecundidad*: la menor fecundidad alcanzada por las mujeres que retrasan la maternidad. Ésta, junto con la posibilidad técnica de retirar los efectos de calendario dentro del esquema de paridad y edad, son las principales razones de nuestra elección.

### **Los distintos niveles del análisis de la fecundidad de periodo: desde los nacimientos hasta el comportamiento reproductivo**

El modelo basado en la tabla de fecundidad descrito en la sección anterior es válido tanto para una perspectiva de periodo como para una de cohorte. En el primer caso, las tasas se aplican a una cohorte sintética; en el segundo, a una cohorte de nacimientos. Con frecuencia, las medidas de periodo son interesantes ya que miden la fecundidad en un momento dado. Esto es muy importante pues el tiempo es una de las dimensiones principales del cambio de la fecundidad (Ní Bhrolchain, 1992). Comprender estas tendencias es uno de los principales propósitos del análisis de la fecundidad. Sólo utilizando medidas de periodo podemos adquirir conocimiento sobre los efectos de los acontecimientos sobre la fecundidad. Esto es importante independientemente de si nos interesa el efecto de la evolución socioeconómica sobre la fecundidad o el de las políticas públicas, etcétera. Contar con una interpretación de tabla de vida es entonces una buena propiedad para una medida de periodo de la fecundidad. La posibilidad básica abierta por las técnicas descritas en las secciones precedentes es la de extraer las distorsiones de composición y de calendario de las medidas de dicho periodo. Esto resulta importante porque ni la composición de la población ni las distorsiones de calendario están directamente asociadas con el comportamiento. Por tanto, deben ser extraídas antes de tratar de explicar la fecundidad de periodo.

Por otra parte, cuando estamos interesados en las consecuencias de la fecundidad de periodo, usualmente lo que importa es el número de nacimientos (Calot, 2001a, 2001b; Toulemon 2001a; van Imhoff, 2001); esto determina el tamaño de las futuras generaciones con su impacto en las condiciones del mercado laboral, la vivienda, los sistemas de pensiones, educación, etc. (Ryder, 1965). El propósito principal del análisis demográfico a este respecto es la separación de los distintos factores que contribuyen al número de nacimientos. Por tanto, se vuelve relevante explorar cómo los efectos de calendario y de compo-

sición de la población se combinan con el comportamiento de la fecundidad para determinar el número de nacimientos. En esta sección nos concentraremos en ofrecer una desagregación de los distintos niveles en la fecundidad de periodo desde los nacimientos hasta el comportamiento de la fecundidad.

La idea de extraer los efectos de composición de la fecundidad de periodo es central en el análisis de la fecundidad. Ello puede constatare al menos desde que Newsholme y Stevenson (1906) afirmaron que “la medida de tasa corregida es una fuerza, y la tasa bruta, el resultado de la operación de esa fuerza”.<sup>25</sup> Con base en nuestra discusión, existe un número creciente de factores que deben extraerse de los nacimientos observados antes de llegar a la fecundidad: la composición por edad, la composición por paridad y las distorsiones de calendario. El primero es la composición por edad, la cual se extrae al utilizar la tasa global de fecundidad (TFR). La relación entre la TFR y el número de nacimientos ha sido estudiada por Ryder (1964, 1980) y Calot (1984, 1985). Calot utiliza el término *tamaño medio de generación* para el factor que convierte a la TFR en nacimientos. Ryder (1980) llama *factor de distribución por edad* al número que convierte de la TFR a la tasa de nacimientos.<sup>26</sup> Obviamente, el tamaño medio de generación es igual al factor de distribución por edad multiplicado por el tamaño promedio de la población (o exposición media). Debido a los defectos de la TFR como una medida global de fecundidad, Calot (2001a; 2001b) recomienda que la TFR de periodo no sea interpretada como una medida de intensidad de la fecundidad, sino como una medida de reemplazo generacional de periodo: como la razón entre la generación de los recién nacidos y la generación de las madres.

Un segundo factor en el número de nacimientos son los efectos de calendario. Idealmente podemos extraer las distorsiones de calendario utilizando intensidades de fecundidad. Estas fecundidades ajustadas pueden volverse a convertir en tasas de incidencia a fin de obtener una medida de TFR libre de los efectos de calendario. Este

<sup>25</sup> Estos autores trataban de corregir por edad y composición marital: “la tasa de nacimientos corregida debe ser una medida de fecundidad, la cual, al operar en una población de una constitución dada respecto de la edad, sexo y matrimonio, produce como resultado una tasa bruta de natalidad” (Newsholme y Stevenson, 1906: 35).

<sup>26</sup> Posiblemente es mejor utilizar el tamaño medio de generación, dado que el introducir la distribución por edad puede inducir a confusión: la fecundidad pasada determina el tamaño de la población en edades jóvenes, por lo que después de un *baby boom* la tasa bruta de natalidad puede caer solamente porque cae la proporción de mujeres en edad de tener hijos en la población.

procedimiento para ajustar la TFR lleva a un resultado análogo al procedimiento de B-F con la excepción de que la inferencia sobre los efectos de calendario descansa en una base metodológica más sólida. Podemos asimismo calcular una medida de efecto de calendario medio similar a la  $r$  de B-F como:

$$r = 1 - \frac{TFR}{TFR.Ajust} \quad [12]$$

La interpretación, puesta en términos de porcentaje, es el porcentaje de nacimientos “perdidos” debido a los efectos de calendario. Puede definirse separadamente para las diferentes paridades.

Finalmente, el efecto de la composición de paridad puede extraerse utilizando la PATFR ajustada y la estimación de la fecundidad total a partir de la tabla de fecundidad multiplicativa basada en las intensidades de calendario ajustadas. Ortega y Kohler llaman a la PATFR ajustada *índice de fecundidad de periodo* (PF) debido a que se trata de un índice puro de fecundidad, en el sentido de que está libre de distorsiones de calendario y composición. Podemos definir un efecto de distribución por paridad similar a  $r$  al cual llamamos  $d$ :

$$d = \frac{TFR.Ajust}{PF} - 1 \quad [13]$$

Hemos invertido el signo de modo que este índice sea positivo cuando la composición de la paridad favorezca una fecundidad alta, y negativo cuando, por el contrario, lleve a una fecundidad baja. Nuevamente, el efecto de distribución de paridad puede definirse separadamente para las distintas paridades. También puede definirse para una edad particular.

Este procedimiento provee una partición coherente de la TFR en sus componentes demográficos que puede ser explotada de modo fructífero, ya sea para proyecciones o para propósitos de análisis. Uniendo [12] y [13] tenemos:

$$TFR_t = (1-r_t) \cdot (1+d_t) \cdot PF_t \quad [14]$$

De la definición del tamaño medio de generación,  $G$ , podemos directamente relacionar el número de nacimientos con la PATFR ajustada, nuestra medida de intensidad libre de efectos que no son de comportamiento, como:

$$B_t = G_t \cdot (1-r_t) \cdot (1+d_t) \cdot PF_t \quad [15]$$

Hay otras combinaciones de términos posibles. Por ejemplo, uno puede definir un tamaño medio de generación para la TFR ajustada por calendario la cual incluiría  $G_t$  y  $r_t$ . Estos temas son desarrollados de manera más amplia en Ortega y Kohler (2002).

Una advertencia menor para este procedimiento tiene que ver con lo sensible de la partición respecto a la secuencia de operaciones: la desagregación es diferente si el efecto de la distribución de paridad es extraído antes del efecto del calendario, lo cual es también posible. Preferimos la desagregación que aquí hemos ofrecido porque la interpretación del efecto del calendario es más simple: se refiere a la proporción real de nacimientos que se perdieron. También provee una comparación útil con los procedimientos de ajuste basado en las tasas de incidencia como los de B-F y K-P.

En el cuadro 7 mostramos ejemplos de estas descomposiciones para Suecia en 1990 y 1998. La primera corresponde al año en que la fecundidad alcanzó su nivel más alto en muchos años después de un rápido incremento y antes de un colapso repentino (Andersson, 1999). Este colapso alcanzó su punto más bajo en 1998 (Andersson, 2001). Al observar el índice de fecundidad de periodo (PF), podemos apreciar que el máximo fue real: para todas las paridades los valores son mucho más altos en 1990 que en 1998. En 1990 los efectos de calendario y de distribución de paridad actuaron en direcciones opuestas: hubo algunos efectos de calendario —en promedio 11% del nivel de fecundidad— pero la composición de la paridad parcialmente contrarrestó ese efecto. Los efectos de calendario fueron particularmente fuertes para el primer nacimiento y la TFR ajustada es en realidad mayor que uno. Ciertamente, esto sólo puede ocurrir cuando la distribución de paridad favorece una alta fecundidad. El efecto de la distribución por paridad descuenta este efecto llevando a un índice de fecundidad de periodo de 0.89. Para entender el importante efecto de la distribución de paridad tenemos que recordar que el incremento de la fecundidad de periodo sucedió a todas las edades. Si las tasas se hubieran sostenido por algún tiempo, la proporción de mujeres en paridades más altas habría sido mayor y, en correspondencia, hubiera habido menos nacimientos. Esto es lo que la razón  $d$  recoge. La situación es diferente en 1998. Los efectos de calendario son más importantes que antes, especialmente para el primero y segundo nacimientos. Por otra parte, ahora el efecto de composición también está llevando a una baja fecundidad, lo que podemos observar por medio de los valores negativos de  $d$  en las paridades 0 y 1. Como mostramos en el cuadro 3, esto es

CUADRO 7

Contribuciones de periodo del calendario, la composición por paridad y el tamaño de la generación al número de nacimientos. Suecia: comparación entre 1990 y 1998

	Paridades										Total	
	Año	0	1	2	3 +	Total	0	1	2	3 +		
Nacimientos	1990	45 182	36 273	16 232	4 696	102 383	50 487	48 889	47 020	46 321	49 141	Efectivo generacional medio
	1998	30 085	26 645	9 627	2 462	68 819	48 074	48 451	47 805	46 772	48 133	Efecto calendario
TFR	1990	0.895	0.742	0.345	0.101	2.083	12.4%	10.4%	10.1%	4.9%	11.0%	medio ( r ) %
	1998	0.626	0.550	0.201	0.053	1.430	21.4%	12.3%	-2.5%	-12.4%	14.2%	Efecto composición
TFR	1990	1.021	0.828	0.384	0.107	2.340	14.8%	8.2%	5.1%	-23.1%	8.4%	por paridad ( d ) %
Ajustado	1998	0.796	0.627	0.196	0.047	1.666	-5.3%	-5.9%	17.7%	91.7%	-1.9%	
PATFR	1990	0.890	0.765	0.365	0.139	2.159						
Ajustado	1998	0.841	0.667	0.167	0.024	1.699						
PATFR	1990	0.854	0.704	0.306	0.110	1.974	4.0%	8.1%	16.2%	20.6%	8.6%	Efecto calendario medio en PATFR %
	1998	0.764	0.562	0.136	0.022	1.484	9.1%	15.8%	18.2%	10.4%	12.6%	Edad media de tasas de incidencia
Edad media	1990	26.44	29.09	31.79	33.54	28.62	26.38	29.12	31.86	34.30	28.65	
Distrib. estable	1998	28.08	30.38	32.69	34.42	29.84	28.22	30.93	33.50	35.11	29.90	Intervalo intergenésico no ajustado
Intervalo intergenésico	1990		3.54	4.45				3.64	4.40			
ajustado	1998		3.71	4.68				3.82	4.56			

FUENTE: Datos de Andersson, 2001. Estimaciones propias.

precisamente el resultado del máximo de fecundidad de los años 1990. Dado que muchas mujeres avanzaron en esa época a paridades mayores, hay una menor fecundidad observada en paridades menores y sustancialmente más nacimientos en paridades mayores ( $d$  es igual a 17.7 y 91.7% para las paridades 2 y 3, respectivamente). El cuadro 7 también provee la PATFR a fin de que la desagregación alternativa pueda también ser elaborada. El efecto medio de calendario en la PATFR se obtiene comparando la PATFR ajustada y la no ajustada.

Tiene también interés observar las edades medias y los intervalos entre nacimientos que se muestran en el cuadro. Se aprecia lo sustancial del retraso que tuvo lugar, ya sea mirando a la edad media de la distribución estable o a la del calendario de tasas de incidencia. Los intervalos medios entre nacimientos pueden también estimarse tanto a partir de la tabla de vida de las intensidades observadas como de las ajustadas por calendario. En el último caso obtenemos un intervalo intergenésico ajustado por tiempo. Los resultados en este caso no son muy sensibles a las distorsiones de calendario. Además, operan en direcciones distintas en las transiciones al segundo y al tercer nacimiento. Comparando las cifras de 1990 con las de 1998 advertimos que los intervalos entre nacimientos han aumentado ligeramente. Esto puede verse como un efecto de periodo: en el año de alta fecundidad, 1990, además de que la fecundidad era mayor, el intervalo intergenésico era más corto. Es también posible calcular el resto de las medidas de fecundidad presentadas en esta sección.

Es importante tener en mente que todas éstas son medidas de periodo y, por tanto, miden la fecundidad en un año dado y no deberían ser interpretadas como lo que será observado en cohortes de mujeres. Ése es el objeto del análisis de cohorte que analizamos en la siguiente sección.

### **Fecundidad de cohorte**

La fecundidad de cohorte es un tema particularmente interesante dentro del análisis de la fecundidad. En su forma actual, debe mucho al trabajo de Whelpton (1949), Ryder (1951) y Hajnal (1947).<sup>27</sup> La idea es seguir la experiencia de fecundidad de una cohorte de mujeres (u

<sup>27</sup> Véase Ansell (1874) y Maynard (1923) para conocer estudios de fecundidad anteriores que utilizan cohortes de mujeres. Sallume y Notestein (1932) estudiaron la descendencia final de cohortes de nacimiento.

hombres) a lo largo del tiempo. Cuando las tasas de fecundidad son del tipo cohorte-periodo o cohorte-edad, el análisis de cohorte se sigue simplemente leyendo las tasas a lo largo de la diagonal del diagrama de Lexis en lugar de las líneas verticales. Lo que hace atractiva a la fecundidad de cohorte es que las tasas se refieren más o menos al mismo grupo de mujeres. Si la migración selectiva por paridad y la mortalidad no son importantes, habrá una correspondencia entre las medidas de fecundidad basadas en las tablas de fecundidad aditivas de cohorte y las medidas retrospectivas de la fecundidad basadas en los hijos nacidos vivos de mujeres, declarados en una encuesta (Wunsch 2001a). Esto nos proporciona, por tanto, una relación interesante entre fecundidad y dinámica familiar, lo cual no es tan simple y directo en el análisis de periodo.

La característica clave de la dinámica de la fecundidad de cohorte es que la variabilidad de cohorte a cohorte es muy pequeña comparada con la variabilidad a lo largo del tiempo de la fecundidad total de periodo. Existen dos razones para ello. Una es puramente matemática: como la variabilidad de la fecundidad de periodo es muy alta, al promediar para diferentes periodos, que es lo que hace la perspectiva de cohorte, se reduce la varianza. La segunda está relacionada con el concepto de cohorte: las mujeres pueden decidir de acuerdo con las circunstancias del periodo cuándo tener hijos, pero pueden tener una idea previa sobre el número de hijos que desean. Si la varianza de esta idea previa no es grande entre cohortes debido a una socialización común, la varianza de la fecundidad de cohorte puede ser más pequeña. Ryder (explicado en Hobcraft *et al.*, 1982) mostró que la varianza de la fecundidad se reduce a niveles similares, ya sea siguiendo cohortes reales o bien, otras combinaciones de fecundidad de periodo que no corresponden a una cohorte. Esto no significa necesariamente que las cohortes no tienen efecto. Por el contrario, así como hay razones por las que la varianza puede ser menor, también existen factores que llevan a una variabilidad entre cohortes como el tamaño de la cohorte, la educación (que es siempre más comparable para personas que fueron educadas al mismo tiempo), conocimiento sobre la anticoncepción, etc. (Ryder, 1965). Esto puede llevar a diferencias en la fecundidad entre cohortes. En tiempos recientes, el interés por el estudio de la fecundidad de cohorte ha crecido como lo muestran los ejemplos de Lesthaeghe y Willems (1999), Lesthaeghe (2001), Fejka y Calot (2001a; 2001b), van Imhoff (2001), y Kohler y Ortega (2002a).

Desde un punto de vista analítico el estudio de la fecundidad no presenta dificultades particulares. Todas las medidas de fecundidad presentadas pueden ser aplicadas al análisis de cohorte y al de periodo. La única diferencia se encuentra en la notación. El equivalente de cohorte de la TFR es generalmente llamado descendencia final o, en inglés, *completed cohort fertility* (CCF). El motivo es la posibilidad de utilizar información censal para proporcionar estimaciones de la fecundidad acumulada y de la distribución de paridad en un momento particular del tiempo (Sallume y Notestein, 1932). Aunque existen fórmulas de traslación demográfica que permiten convertir medidas de periodo en medidas de cohorte y viceversa, esto de hecho no debe hacerse. No sólo se trata de una tarea imposible (van Imhoff, 2001) sino también de una tarea inútil: si conocemos la matriz de tasas a lo largo del tiempo, podemos y debemos calcular las medidas tanto de cohorte como de periodo directamente de las tasas.

El problema principal desde el punto de vista del análisis de cohorte es el completar la cohorte: ¿cuál será la descendencia final de la generación que todavía está en edad de tener hijos? Este punto está muy relacionado con la proyección de la fecundidad: podemos considerar a los métodos para completar cohortes como métodos de proyección y viceversa. Akers (1965) hace una distinción entre los métodos de periodo, cohorte y de progresión de la paridad en la proyección de nacimientos o el completar las cohortes. Esta distinción es todavía válida. El método de periodo está basado en el supuesto de que la TFR de periodo permanece constante o sigue una trayectoria específica. El método de cohorte se basa en algunas hipótesis sobre la descendencia final de diferentes cohortes, distribuyendo luego en el tiempo los nacimientos pendientes de esas cohortes. El método de progresión de la paridad se basa en el cálculo de intensidades de nacimientos específicas, al menos, por paridad y edad, y posiblemente por estatus marital o duración. Se supone entonces que estas intensidades permanecerán constantes o seguirán una trayectoria particular en el tiempo.

El método de periodo de completar la cohorte/proyección de fecundidad es posiblemente el primero (Whelpton, 1928) y, con mucho, el más comúnmente utilizado a pesar de sus defectos metodológicos (Lee, 1974, 1993; Tuljapurkar y Boe, 1999). Se basa en el supuesto de trayectorias futuras de la tasa global de fecundidad y en la aplicación de un calendario de fecundidad específico por edad, generalmente fijo. Este método es útil por su simplicidad y por sus requisitos de información relativamente laxos, lo que facilita la aplicación

de métodos estadísticos de predicción. Sin embargo, es engañoso en periodos de cambio de fecundidad, es decir, precisamente en aquéllos en que las predicciones son más relevantes. Los niveles máximos de fecundidad asociados meramente con el adelanto de la fecundidad serían considerados como más permanentes, en lugar de suponer que esos máximos terminarán cuando se establezca el calendario. Inversamente, la fecundidad observada en época de retraso puede interpretarse como una tendencia decreciente. Las aplicaciones particulares de Lee y Tuljapurkar y Boe sortean este problema introduciendo niveles de fecundidad finales *ad hoc*. Las proyecciones basadas en tasas de incidencia de fecundidad específica por paridad y edad, como las de Yi y Land (2001) también pueden considerarse como proyecciones de periodo. Su enfoque se basa en suponer un cambio en la edad media y la varianza del calendario de tasas de incidencia. Aunque se considere la paridad, la utilización de tasas de incidencia implica que la composición de paridad de la población no se está tomando en consideración.

El método para completar la cohorte consiste en establecer un nivel de descendencia final para cada cohorte y posteriormente utilizar un método para distribuir los nacimientos. Un ejemplo de este procedimiento ha sido recientemente presentado por Lesthaeghe (2001). Este procedimiento se basa en tomar una cohorte como referencia y en medir el “aplazamiento” y la “recuperación” de otras con respecto a la de referencia. El aplazamiento se define como el rezago relativo de la fecundidad acumulada en la cohorte nacida en el año  $b$  a la edad de 30 años. La recuperación está dada por la medida en la que esta distancia disminuye después de los 30 años. De este modo, para una cohorte dada la descendencia final viene dada por dos parámetros:  $k_b$ , la intensidad del aplazamiento, y  $R_b$ , la intensidad de la recuperación:

$$CCF_b = CCF^* \cdot d_n(30) \cdot k_b + r_n(50) \cdot R_b$$

siendo  $d_n(a)$  y  $r_n(a)$  calendarios específicos por país, de aplazamiento relativo y recuperación relativa definidos para los intervalos de 15 a 30 y de 30 a 50 años respectivamente. Este método resuelve algunas de las cuestiones implicadas en los métodos de cohorte, entre las que destaca cómo utilizar la información de cohortes incompletas. Aquí se utiliza para estimar los parámetros  $k_b$  para todas las cohortes y el parámetro  $R_b$  para todas las que están por encima de los 30 años. Posterior-

mente es posible extrapolar con base en las series de tiempo de  $k_b$  y  $R_b$ . De forma análoga, la fecundidad de cohorte incompleta puede proyectarse a partir de:

$$CF_b(a) = CF^*(a) - d_n(a) \cdot k_b, \quad a \leq 30$$

$$CF_b(a) = CF^*(a) - d_n(30) \cdot k_b + r_n(a) \cdot R_b, \quad a > 30$$

La simplicidad de este método lo hace un instrumento descriptivo útil en el que los dos parámetros son interpretables, pero al predecir la fecundidad se basa en muchos supuestos ocultos o explícitos. Un primer problema surge de asumir una diferencia máxima entre cohortes a la edad 30 y de la discontinuidad al modelar antes y después de esa edad. La edad a la que la diferencia es máxima dependerá de cuánto haya caído la intensidad, y de la diferencia entre las edades medias de los calendarios de la cohorte de referencia y la cohorte  $b$ . Esto inevitablemente cambiará con el paso del tiempo. Por otro lado, cuando tanto  $k$  como  $R$  son grandes, la discontinuidad alrededor de la edad 30 puede llevar a puntas alrededor de esa edad que no son congruentes. Sería interesante analizar cada orden de nacimiento por separado como en Bosveld (1996). La razón es que al definir las constantes  $k$  y  $R$  para todos los órdenes de nacimiento tienen que desempeñar simultáneamente el rol de intensidad y el de calendario. Tomemos el caso de España, donde la descendencia final ha caído de manera rápida y donde ha habido un intenso retraso de los primeros nacimientos. El modelo dirá que no hay recuperación, lo que significa que hay menos nacimientos que antes a edades mayores. Esto es normal si la fecundidad ha caído a las paridades elevadas cuando antes era muy alta. La recuperación sólo puede tener sentido para una paridad específica, lo que significa que los primeros nacimientos que no sucedieron en edades jóvenes están teniendo lugar a edades posteriores. Ésta es la razón por la cual el método funciona para países como Holanda, donde la intensidad no ha cambiado mucho en los últimos treinta años, pero no funciona en países con grandes cambios en la intensidad. Un segundo aspecto es que el método proporciona una comparación entre cohortes. Para que tuviera contenido predictivo la comparación con la cohorte de referencia tendría que contener información relevante para las cohortes que actualmente están teniendo hijos. En países que han experimentado grandes cambios socioeconómicos en

el periodo, como los de Europa del Este, España o Portugal, no está nada claro si uno puede obtener poder de predicción mediante la comparación con una cohorte que vivió bajo muy diferentes condiciones. Este último problema no es exclusivo del método de Lesthaeghe, sino que también se aplica a todos los métodos de cohorte en general.

El enfoque de la progresión de la paridad consiste en utilizar las intensidades de periodo específicas para distintas dimensiones entre las que se incluye la paridad. Aquí la idea es que la información más pertinente sobre lo que harán las generaciones actualmente en edad de tener hijos es observar lo que las mujeres en sus mismas circunstancias han hecho en los últimos periodos para los cuales se cuenta con información. Ejemplos tempranos del método son los expuestos por Aker (1965) y Ryder (1980, 1986), que se basaron en las últimas intensidades disponibles específicas por paridad, estatus marital y duración.

El método de terminación de cohorte de K-O también pertenece al enfoque de progresión de la paridad. Se basa en la proyección de las intensidades de fecundidad para escenarios alternativos de intensidad, calendario y varianza. Aunque puede aplicarse a cualquier escenario de aplazamiento/intensidad, se concentran en dos: el del fin del retraso y el de su continuación. El primero consiste en utilizar las últimas intensidades de fecundidad específicas por paridad y edad, ajustadas por calendario, para completar la fecundidad de la cohorte. Aunque constituye un escenario interesante, no es necesariamente el más probable. Las tendencias de retraso parecen ser muy persistentes (Kohler, Billari y Ortega, 2001) y, en consecuencia, es más probable que en el futuro continúe el retraso. El escenario de continuación del retraso supone que los parámetros de ajuste de calendario,  $\gamma$  y  $\delta$ , continuarán en el futuro y que la intensidad –medida por la intensidad acumulada para una paridad dada–, permanecerá sin alteraciones. Este escenario es similar al enunciado por Yi y Land (2001), pero se define para intensidades de la fecundidad ajustadas por calendario en lugar de tasas de incidencia con distorsiones de calendario. K-O proporcionan fórmulas para obtener la descendencia final y otras medidas relacionadas directamente de las intensidades observadas. Conceptualmente esto es lo mismo que introducir de nuevo los efectos de calendario y varianza en las intensidades futuras mediante el sistema [4]; la diferencia es que ahora las tasas ajustadas se obtienen a partir del perfil de los calendarios de la fecundidad ajustada en el año de

referencia  $T$ . La edad media y la varianza del calendario ajustado cambiarán con el tiempo. En un año dado  $t$  estarán dadas por:

$$\begin{aligned}\bar{a}_j(t) &= \bar{a}_j(T) + \gamma_j \cdot (t-T) \\ s_j^2(t) &= s_j^2(T) \exp[2 \delta_j \cdot (t-T)]\end{aligned}\tag{16}$$

Podemos entonces transformar el calendario de la intensidad ajustado en uno que tenga la media y la varianza dadas por [16]. Una vez que se ha obtenido este calendario ajustado, podemos calcular las intensidades observadas para el año  $t$  a partir del sistema [4]. Si bien la fórmula [16] es válida solamente para el escenario de continuación del retraso con parámetros constantes  $\gamma$  y  $\delta$ , puede ser generalizada a cualquier perfil futuro de los parámetros de calendario y de varianza. Esto hace que el procedimiento permita la incorporación de métodos estadísticos de predicción de las futuras trayectorias de  ${}_1p_j$ ,  $\gamma_j$  y  $\delta_j$ . K-O representa una mejora en las proyecciones previas de progresión de paridad por la consideración explícita del calendario. Este fue un error en intentos más tempranos que se basaban en medidas de fecundidad con distorsiones de calendario y que no consideraban el efecto del cambio del calendario sobre las intensidades observadas. Ésta es la razón por la cual, por ejemplo, los intentos tempranos como los de Aker (1965) necesitaban combinar de manera *ad hoc* la progresión de la paridad con un enfoque de cohorte para asegurarse de obtener resultados demográficos razonables. Kohler y Ortega (2002b) aplican los métodos a tres países, Suecia, Holanda y España. Una comparación de la descendencia final con la descendencia final proyectada para distintos años base, muestra que las proyecciones funcionan bien cuando los supuestos sobre intensidad, calendario y varianza están cercanos a la evolución de periodo de la fecundidad, como es el caso de Holanda. Por el contrario, las proyecciones fallan en años de desarrollos inusuales, como la fecundidad de “montaña rusa” en Suecia en los 1990. Aunque representa una mejora respecto de los métodos previos, se necesitan más esfuerzos para predecir los cambios de tendencia tanto en la intensidad como en el calendario de la fecundidad.

La razón por la cual los procedimientos basados en la progresión de la paridad llevan a resultados distintos de los obtenidos por los métodos de periodo reside básicamente en los efectos de realimentación de la progresión en las paridades menores: dado que los segundos

nacimientos sólo ocurren a mujeres de paridad uno, la tasa de progresión de paridad al segundo nacimiento cae cuando el primer nacimiento se ha retrasado. Estos efectos de realimentación han sido denominados por Ortega y Kohler (2002) efectos de envejecimiento de la fecundidad. Estos efectos pueden compensarse parcial o totalmente cuando los nacimientos de paridades superiores también se retrasan. Los patrones empíricos muestran que el envejecimiento de la fecundidad tiene efectos más fuertes en algunos países como España o Suecia que en otros países como Holanda.

### **Discusión**

En este artículo hemos mostrado una panorámica de viejos y nuevos métodos de análisis de la fecundidad. Hemos tratado de enfatizar la flexibilidad de los métodos y la amplitud del interés de los demógrafos y los investigadores dedicados a este tema. Es una circunstancia afortunada el que podamos adaptar los métodos a nuestros intereses y que sólo debamos considerar un número pequeño de cuestiones clave. No tiene sentido hacer una guerra sobre la cuestión de si la TFR es una buena o mala medida: es buena en ciertos contextos, muy simple en otros, e incluso muy compleja para otros. Por lo tanto, es el contexto específico de nuestra investigación el que debe guiarnos en la adopción de las medidas apropiadas. Hemos tratado de presentar un amplio rango de técnicas que están a la disposición del investigador y hemos puesto un énfasis especial en cómo combinarlas.

En un contexto de baja fecundidad, una cuestión clave es el análisis separado de la fecundidad por orden de nacimiento. Dado que la mayoría de los nacimientos son de un orden menor a 3, el análisis separado de la transición al primero, segundo y tercer nacimientos es suficiente. Considerando que en muchos países de baja fecundidad una proporción creciente de los nacimientos ocurre fuera del matrimonio, es aconsejable estudiar los nacimientos independientemente del estatus marital. Para ello, las estadísticas vitales deben proporcionar la tabulación adecuada de los nacimientos, lo cual no es siempre el caso. También hemos visto que es importante utilizar intensidades –tasas reales de exposición y ocurrencia–, en lugar de tasas de incidencia o tasas de segundo tipo. Estas últimas no son apropiadas para el estudio de la progresión de la paridad, uno de los principales factores predecibles en la fecundidad. Las intensidades, por su parte, llevan

también a una mejor estimación de los efectos de calendario, que constituyen un segundo componente predecible de la fecundidad. El estudio del calendario es también particularmente importante en un contexto de baja fecundidad dado que la edad al tener hijos se vuelve más flexible. La adaptación del calendario a las circunstancias socioeconómicas puede llevar a variaciones importantes en la fecundidad de periodo. La utilización de técnicas de ajuste de calendario hace posible elucidar la contribución del cambio de calendario a las tasas de fecundidad de periodo.

La aplicación de las técnicas de tabla de vida a las intensidades de fecundidad ajustadas por calendario llevan a la separación del componente de comportamiento en la fecundidad de los efectos de la composición por paridad y del calendario. Sólo en esta etapa podemos intentar explicar las tendencias de la fecundidad, o enunciar hipótesis sobre desarrollos futuros. Hemos proporcionado un conjunto de índices para el estudio de la fecundidad de periodo que aíslan la contribución al número de nacimientos del tamaño de la generación, de los efectos del calendario medio y de los efectos de la distribución de paridad. Este conjunto de herramientas puede aplicarse ya sea a la fecundidad general o a la fecundidad específica por orden de nacimiento.

El conocimiento adquirido del análisis de las intensidades de fecundidad ajustadas por calendario es también valioso para completar la fecundidad de cohorte siguiendo el llamado *método de progresión de paridad*. Éste se basa en el supuesto de que los actuales patrones de tener hijos de acuerdo con la edad y la paridad y las actuales tendencias de aplazamiento, proporcionan información sobre los desarrollos futuros. El procedimiento puede utilizarse ya sea para completar cohortes o para predecir la fecundidad. Además, hace un uso exhaustivo de los elementos observables que tienen implicaciones predecibles sobre la fecundidad, tales como la composición por paridad de la población y la existencia de distorsiones de calendario en presencia de cambios de calendario.

## Bibliografía

- Akers, D. S. (1965), "Cohort Fertility versus Parity Progression as Methods of Projecting Births", *Demography*, vol. 2, pp. 414-428.
- Andersson, G. (2001), "Demographic Trends in Sweden: Childbearing Developments in 1961-1999. Marriage and Divorce Developments in 1971-1999",

- Demographic Research*, vol. 5, núm. 3, pp. 65-78 [www.demographic-research.org].
- (2000), “The Impact of Labour-Force Participation on Childbearing Behaviour: Pro-Cyclical Fertility in Sweden during the 1980s and the 1990s”, *European Journal of Population*, vol. 14, núm. 4, pp. 293-333.
- (1999), “Childbearing Trends in Sweden 1961-1997”, *European Journal of Population*, vol. 15, núm. 1, pp. 1-24.
- Ansell, C. (1874), *On the Rate of Mortality at Early Periods in Life, the Age at Marriage, the Number of Children to a Marriage, the Length of a Generation, and other Statistics of Families in the Upper and Professional Classes*, Londres, National Life Assurance Society [también publicado en B. Benjamin (ed.) (1973), *Rates of Mortality*, Westmead, Gregg].
- Bernhardt, E. (1990), “Avoir un premier enfant à Stockholm avant 30 ans”, *Population*, vol. 45, núm. 6, pp. 1013-1036.
- Böckh, R. (ed.) (1899), *Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin. Vierundzwanzigster Jahrgang. Statistik des Jahres 1897*, Berlín, Druck un Verlag von V. Stansiewicz.
- (1886), *Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin. Zwölfter Jahrgang. Statistik des Jahres 1884*, Berlín, Druck un Verlag von V. Stansiewicz.
- Bongaarts, J. (1999), “The Fertility Impact of Changes in the Timing of Childbearing in the Developing World”, *Population Studies*, vol. 53, núm. 3, pp. 277-289.
- y G. Feeney (2000), “On the Quantum and Tempo of Fertility: A Reply”, *Population and Development Review*, vol. 26, pp. 560-564.
- y G. Feeney (1998), “On the Quantum and Tempo of Fertility”, *Population and Development Review*, vol. 24, núm. 2, pp. 271-291.
- Borgan, O. y H. Ramlau-Hansen (1985), “Demographic Incidence Rates and Estimation of Intensities with Incomplete Information”, *Annals of Statistics*, núm. 13, pp. 564-582.
- Bosveld, W. (1996), *The Ageing of Fertility in Europe. A Comparative Demographic-Analytic Study*, Amsterdam, Thesis Publisher.
- Brass, W. (1990), “Cohort and Time Period Measures of Quantum Fertility: Concepts and Methodology”, en H. A. Becker (ed.), *Life Histories and Generations*, vol. 2, Utrecht, ISOR, pp. 455-476.
- Butz, W. P. y M. P. Ward (1979), “Will US Fertility Remain Low? A New Economic Interpretation”, *Population and Development Review*, vol. 5, núm. 4, pp. 663-688.
- Calot, G. (2002), “Demographic Techniques: Rates of the First and Second Kind”, en N. J. Smelser y P. B. Baltes (eds.), *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Elsevier.
- (2001a), “Mais qu’est-ce donc qu’un indicateur conjoncturel de fécondité”, *Population*, vol. 56, núm. 3, pp. 325-327.
- (2001b), “Pourquoi la notion de ‘remplacement transversal’ est essentielle”, *Population*, vol. 56, núm. 3, pp. 329-331.

- (1992), “Relation entre les indicateurs démographiques longitudinaux et transversaux”, *Population*, vol. 47, núm. 6, pp. 1189-1240 [traducido al inglés en *Population, English Selection*, 1993].
- (1985), “Une notion intéressante: l’effect moyen des générations soumises au risque II. Quelques exemples d’application”, *Population*, vol. 40, núm. 1, pp. 103-130 [traducido al inglés en *Population, English Selection*, 1986].
- (1984a), *La mesure des taux en démographie. Âge en années révolues ou âge atteint dans l’année. Incidence du choix de la définition. Application à la fécondité générale*, París, PUF-INED (Travaux et Documents de l’INED, 76).
- (1984b), “Une notion intéressante: l’effectif moyen des générations soumises au risque I. Présentation méthodologique”, *Population*, vol. 39, núm. 6, pp. 947-976 [traducido al inglés en *Population, English Selection*, 1986].
- Charles, E. (1937), “Changing Structure of the Family in Australia”, *Economica*, vol. 4, núm. 15, pp. 245-273.
- Chávez Calderón, L. (1979), *Intensität und Timing der Ersttheirat*, Technische Universität Wien, Dissertation, Institut für Unternehmensforschung.
- Chiang, C. L. y B. J. van der Berg (1982), “A Fertility Table for the Analysis of Human Reproduction”, *Mathematical Biosciences*, vol. 62, núm. 2, pp. 237-251.
- Cooman, E. de, J. Ermisch y H. Joshi (1987), “The Next Birth and the Labour Market: a Dynamic Model of Births in England and Wales”, *Population Studies*, vol. 41, núm. 2, pp. 237-268.
- Council of Europe (2000), *Recent Demographic Developments in Europe*, Strasbourg, Council of Europe.
- De Simoni, A. (1995), “Misure di sintesi della fecondità del momento per ordine di nascita. Applicazione al caso italiano”, *Genus*, vol. 51, núm. 1-2, pp. 105-131.
- Desplanques, G. (1986), “50 ans de fecondité en France: rangs et intervalles entre naissances”, *Population*, vol. 41, núm. 2, pp. 233-258.
- Deville, J. C. (1977), “L’effet de calendrier: incidence sur la natalité française entre 1940 et 1965”, en *L’Analyse Démographique et ses Applications*, Colloques Nationaux du C.N.R.S., núm. 934, París, Centre National de la Recherche Scientifique, pp. 33-38.
- Farr, W. (1880), “English Reproduction Table”, *Philosophical Transaction of the Royal Society of London*, núm. 171, pp. 281-288.
- Feeney, G. (1983), “Population Dynamics Based on Birth Intervals and Parity Progression”, *Population Studies*, vol. 37, núm. 1, pp. 75-89.
- y J. Y. Yu (1987), “Period Parity Progression Measures of Fertility in China”, *Population Studies*, vol. 41, núm. 1, pp. 77-102.
- Feichtinger, G. (1987), “The Statistical Measurement of the Family Life Cycle”, en John Bongaarts et al. (eds.), *Family Demography. Methods and their Applications*, Oxford, Oxford University Press, pp. 81-101.

- (1979), *Demographische Analyse un Populations-dynamische Modelle. Grundzüge der Bevölkerungsmathematik*, Wien, Springer-Verlag.
- Finnäs, F. (1980), "A Method to Estimate Demographic Intensities via Cumulative Incidence Rates", *Theoretical Population Biology*, núm. 17, pp. 365-379.
- Foster, A. D. (1990), "Cohort Analysis and Demographic Translation: A Comparative Study of Recent Trends in Age Specific Fertility Rates from Europe and North America", *Population Studies*, vol. 44, pp. 287-315.
- Frejka, T. y G. Calot (2001a), "Cohort Reproductive Patterns in Low-Fertility Countries", *Population and Development Review*, vol. 27, núm. 1, pp. 103-132.
- (2001b), "L'évolution du calendrier des naissances par génération dans les pays à basse fécondité à la fin du XX<sup>e</sup> siècle", *Population*, vol. 56, núm. 3, pp. 397-420.
- Giorgi, P. (1993), "Una rilettura della fecondità del momento per ordine de nascita in Italia nel periodo 1950-1990 considerando la struttura per parità", *Genus*, vol. 49, núm. 3-4, pp. 177-204.
- Glass, D. V. y C. P. Blacker (1938), *Population and Fertility*, Londres, The Population Investigation Committee.
- Hajnal, J. (1947), "The Analysis of Birth Statistics in the Light of the Recent International Recovery of the Birth-Rate", *Population Studies*, vol. 1, pp. 137-164.
- Heckman, J. J. y J. R. Walker (1990), "The Relationship between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data", *Econometrica*, vol. 58, núm. 6, pp. 1411-1441.
- Henry, L. (1972), *Démographie, analyse et modèles*, París, Librairie Larousse.
- (1953), *Fécondité des mariages. Nouvelle méthode de mesure*, París, PUF-INED (Travaux et Documents de l'INED, 16).
- Hobcraft, J. (1996), "Fertility in England and Wales: A Fifty Year Perspective", *Population Studies*, vol. 50, núm. 3, pp. 485-524.
- (1993), "Data Needs for Fertility Analysis in the 1990's", en A. Blum y J. Rallu (eds.), *European Population*, vol. 2, *Demographic Dynamics*, Montrouge, John Libbey Eurotext, pp. 447-460.
- y J. B. Casterline (1983), "Speed of Reproduction", *WFS Comparative Studies*, núm. 25, Voorborg, International Statistical Institute.
- , J. Menken y S. Preston (1982), "Age, Period and Cohort Effects in Demography: a Review", *Population Index*, vol. 48, núm. 1, pp. 4-43.
- Hoem, J. (1976), "The Statistical Theory of Demographic Rates: a Review of Current Developments", *Scandinavian Journal of Statistics*, vol. 3, núm. 4, pp. 169-185.
- (1970), "Probabilistic Fertility Models of the Life Table Type", *Theoretical Population Biology*, vol. 1, núm. 1, pp. 12-38.
- y J. Hoem (1996), "Sweden's Family Policies and Roller-Coaster Fertility", *Jinko Mondai Kenkyu/Journal of Population Problems*, vol. 52, núm. 3-4, pp. 1-22.
- y J. Hoem (1989), "The Impact of Women's Employment on Second and Third Births in Modern Sweden", *Population Studies*, vol. 43, núm. 1, pp. 47-67.

- y U. F. Jensen (1982), “Multistate Life Table Methodology: a Probabilistic Critique”, en K. C. Land y A. Rogers, *Multidimensional Mathematical Demography*, Nueva York, Academic Press, pp. 155-264.
- Hooker, R. H. (1906), “Discussion on Dr. Newsholme and Dr. Stevenson’s Paper and on Mr. Yule’s Paper”, *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 69, pp. 141-142.
- (1898), “Is the Birth Rate still Falling?”, *Transactions of the Manchester Statistical Society*, pp. 101-126.
- INE (Instituto Nacional de Estadística) (2001), *Censos de Población y Vivienda 2001. Proyecto*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística [<http://www.censos2001.es/procen01.doc>].
- Keilman, N. (2001), “La translation démographique: des indicateurs du moment aux indicateurs de génération et réciproquement”, en G. Caselli *et al.* (eds.), *Démographie: analyse et synthèse. I. La dynamique des populations*, París, INED-PUF, pp. 359-378.
- (1994), “Translation Formulae for Non-Repeatable Events”, *Population Studies*, vol. 48, núm. 2, pp. 341-357.
- (1993), “Emerging Issues in Demographic Methodology”, en A. Blum y J. Rallu (eds.), *European Population*, vol. 2, *Demographic Dynamics*, Montrouge, John Libbey Eurotext, pp. 483-507.
- y E. van Imhoff (1995), “Cohort Quantum as a Function of Time-Dependent Period Quantum for Non-Repeatable Events”, *Population Studies*, vol. 49, núm. 2, pp. 347-352.
- Keyfitz, N. (1985), *Applied Mathematical Demography*, 2a. edición, Nueva York, Springer-Verlag.
- Kim, Y.J. y R. Schoen (2000), “On the Quantum and Tempo of Fertility: Limits to the Bongaarts-Feeney Adjustment”, *Population and Development Review*, núm. 26, pp. 554-559.
- Kohler, H. P. y J. A. Ortega (2002a), “Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility”, *Demographic Research*, vol. 6(6), pp. 91-144 [<http://www.demographic-research.org>].
- Kohler, H. P. y J. A. Ortega (2002b), “Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures: Assessing the Implications of Delayed Childbearing for Fertility in Sweden, the Netherlands and Spain”, *Demographic Research*, vol. 6(7), pp. 145-190 [<http://www.demographic-research.org>].
- Kohler, H. P., F. Billari y J. A. Ortega (2001), “Towards a Theory of Lowest-Low Fertility”, documento de trabajo 2001-032, Rostock, Max Planck Institute for Demographic Research [<http://www.demogr.mpg.de>].
- Kravdal, O. (1994), “The Importance of Economic Activity, Economic Potential and Economic Resources for the Timing of First Births in Norway”, *Population Studies*, vol. 48, núm. 2, pp. 249-267.
- Kuczynski, R. R. (1932), *Fertility and Reproduction. Methods of Measuring the Balance between Births and Deaths*, Nueva York, Falcon Press.

- (1928), *The Balance of Births and Deaths*, Nueva York, MacMillan.
- Lee, R. D. (1997), "Population Dynamics: Equilibrium, Disequilibrium, and Consequences of Fluctuations", en M. Rosenzweig y O. Stark, *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1B, Amsterdam, Elsevier, pp. 1064-1115.
- (1993), "Modeling and Forecasting the Time Series of U.S. Fertility: Age Distribution, Range, and Ultimate Level", *International Journal of Forecasting*, vol. 9, núm. 2, pp. 187-202.
- (1974), "Forecasting Births in Post-Transition Populations: Stochastic Renewal with Serially Correlated Fertility", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 69, núm. 347, pp. 607-617.
- Leguina, J. (1976), *Fundamentos de demografía*, 2a. ed., Madrid, Siglo XXI.
- Lesthaeghe, R. (2001), "Postponement and Recuperation: Recent Fertility Trends and Forecasts in Six Western European Countries", Bruselas, Interface Demography, Vrije Universiteit (IPD-WP 2001-1).
- y P.Willems (1999), "Is Low Fertility a Temporary Phenomenon in the European Union?", *Population and Development Review*, vol. 25, núm. 2, pp. 211-228.
- Lewes, F. M. M. (1984), "A Note on the Origin of the Net Reproduction Ratio", *Population Studies*, vol. 38, núm. 2, pp. 321-324.
- Lotka, A. J. y M. Spiegelman (1940), "The Trend of the Birth Rate by Age on Mother and Order of Birth", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 35, núm. 212, pp. 595-601.
- Louchart, P. y M. Sagot (1984), "L'influence des variables économiques sur la fécondité des mariages en France de 1959 à 1981: un essai d'évaluation selon le rang de naissance", *Revue Française des Affaires Sociales*, núm. suplementario, pp. 159-170.
- Lutz, W. (1989), *Distributional Aspects of Human Fertility. A Global Comparative Study*, Londres, Academic Press.
- Martinelle, S. (1989), "A Cohort for Analysing and Projecting Fertility by Birth Order", *New Delhi International Population Conference*, vol. 1, Lieja, IUSSP, pp. 315-329.
- Maynard, G. D. (1923), "A Study in Human fertility", *Biometrika*, vol. 14, núm. 3-4, pp. 337-354.
- Namboodiri, N. K. (1972), "Some Observations on the Economic Framework of Fertility Analysis", *Population Studies*, vol. 26, núm. 2, pp. 185-206.
- Newsholme, A. y T. H. C. Stevenson (1906), "The Decline of Human Fertility in the United Kingdom and other Countries as Shown by Corrected Birth-Rates", *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 69, pp. 34-87.
- Ní Bhrolcháin, M. (1992), "Period Paramount? A Critique of the Cohort Approach to Fertility", *Population and Development Review*, núm. 18, pp. 599-629.
- (1987), "Period Parity Progression Ratios and Birth Intervals in England and Wales, 1941-1971: a Synthetic Life-Table Analysis", *Population Studies*, vol. 41, núm. 1, pp. 103-125.

- Oechsli, F. W. (1975), "A Population Model Based on a Life Table that Includes Marriage and Parity", *Theoretical Population Biology*, núm. 7, pp. 229-245.
- Ogle, W. (1890), "On Marriage-Rates and Marriage-ages, with Special Reference to the Growth of Population", *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 53, núm. 2, pp. 253-289.
- Ortega, J. A. y H. P. Kohler (2002), "A New Look at Period Fertility: a Decomposition of the Effects of Parity Distribution, Tempo Distortions and Fertility on the Period TFR", Rostock, Max Plack Institute for Demographic Research (mimeo.).
- (2001), "¿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, pp. 95-122.
- Palloni, A. (2001), "Increment-Decrement Life Tables", en S. H. Preston *et al.* (coords.), *Demography. Measuring and Modeling Population Processes*, Oxford, Blackwell, pp. 256-272.
- Park, C. B. (1976), "Lifetime Probability of Additional Births by Age and Parity for American Women, 1935-1968: a New Measurement of Period Fertility", *Demography*, vol. 13, núm. 1, pp. 1-17.
- Pressat, R. (1969), "Interprétation des variations à court terme du taux de natalité", *Population*, vol. 24, núm. 1, pp. 47-56.
- Quensel, C. E. (1939), "Changes in Fertility Following Birth Restriction: A Theoretical Problem with Numerical Adaptation to Swedish Conditions", *Skandinavisk Aktuarietidskrift*, núm. 3-4, pp. 177-199.
- Rallu, J. L. y L. Toulemon (1993a), "Les mesures de la fécondité transversale. I. Construction des différent indices", *Population*, vol. 48, núm. 1, pp. 7-26 [traducido al inglés en *Population, English Selection*, 1994].
- (1993b), "Les mesures de la fécondité transversale. II. Application à la France de 1946 à 1989", *Population*, vol. 48, núm. 1, pp. 7-26 [traducido al inglés en *Population, English Selection*, 1994].
- Reher, D. S. y J. A. Ortega (2000), "Malthus Revisited: Exploring Medium-range Interactions between Economic and Demographic Forces in Historic Europe", en T. Bentsson y O. Saito (eds.), *Population and Economy. From Hunger to Modern Economic Growth*, Oxford, Oxford University Press, pp. 183-212.
- Requena, M. (1997), "Sobre el calendario reproductivo de las mujeres españolas", *REIS, Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, núm. 79, pp. 43-79.
- Ryder, N. B. (1986), "Observations on the History of Cohort Fertility in the United States", *Population and Development Review*, vol. 12, núm. 4, pp. 617-643.
- (1980), "Components of Temporal Variations in American Fertility", en R. W. Hiorns (ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*, Londres, Taylor y Francis.

- (1965), “The Cohort as a Concept in the Study of Social Change”, *American Sociological Review*, vol. 30, núm. 6, pp. 843-861.
- (1964), “The Process of Demographic Translation”, *Demography*, vol. 1, núm. 1, pp. 74-82.
- (1951), *The Cohort Approach*, tesis de doctorado, Princeton University [publicado por Arno Press, Nueva York, 1980].
- Sallume, X. y F. W. Notestein (1932), “Trends in the Size of Families Completed Prior to 1910 in Various Social Classes”, *American Journal of Sociology*, vol. 38, núm. 2, pp. 398-408.
- Schervob, S. y H. van Vianen (2001), “Marriage and Fertility in Russia of Women Born between 1900 and 1960: a Cohort Analysis”, *European Journal of Population*, vol. 17, núm. 3, pp. 281-294.
- Schoen, R. (1988), *Modeling Multigroup Populations*, Nueva York, Plenum Press.
- Seiver, D. A. (1978), “Wich Couples at Given Parities have Additional Births”, en J. Simon (ed.), *Research in Population Economics: an Annual Compilation of Research*, vol. 1, Greenwich, JAI Press, pp. 309-319.
- Stolnitz, G. J. y N. Ryder (1949), “Recent Discussion of the Net Reproduction Rate”, *Population Index*, vol. 15, núm. 2, pp. 114-128.
- Toulemon, L. (2001a), “Why Fertility is Not so Low in France”, documento presentado en el Seminar on International Perspectives on Low Fertility: Trends, Theories and Policies, Tokio, IUSSP, marzo 21-23.
- (2001b), “Period First Marriage Intensity has to be Computed from Occurrence-Exposure Rates”, documento presentado en la IUSSP General Population Conference, Salvador, Brasil, agosto 18 al 24.
- Tuljapurkar, S. y C. Boe (1999), “Validation, Probability-Weighted Priors, and Information in Stochastic Forecasts”, *International Journal of Forecasting*, vol. 15, núm. 3, pp. 259-271.
- Vallin, J. y G. Caselli (2001), “L’artifice de la cohorte fictive”, en G. Caselli et al. (ed.), *Démographie: analyse et synthèse. I. La dynamique des populations*, París, INED, pp. 271-327.
- Van Imhoff, E. (2001), “On the Impossibility of Inferring Cohort Fertility Measures from Period Fertility Measures”, *Demographic Research*, vol. 5, núm. 2.
- y N. Keilman (2000), “On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment”, *Population and Development Review*, núm. 26, pp. 549-563.
- Ward, M. P. y W. P. Butz (1978), “Completed Fertility and its Timing: an Economic Analysis of U. S. Experience since World War II”, reporte R-2285-NICHD, Santa Mónica, Rand Corporation.
- Whelpton, P. K. (1963), “Why Did the United States’ Crude Birth Rate Decline During 1957-1962”, *Population Index*, vol. 29, núm. 2, pp. 120-125.
- (1949), “Cohort Analysis of Fertility”, *American Sociological Review*, vol. 14, núm. 6, pp. 735-749.
- (1946), “Reproduction Rates Adjusted for Age, Parity, Fecundity and

- Marriage”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 41, núm. 236, pp. 501-516.
- (1928), “Population of the United States, 1925 and 1975”, *The American Journal of Sociology*, vol. 34, núm. 2, pp. 253-270.
- Wunsch, G. (2001a), “L’analyse de la fécondité par cohorte”, en G. Caselli *et al.* (eds.), *Démographie: analyse et synthèse. I. La dynamique des populations*, París, INED, pp. 213-243.
- (2001b), “Événements réduits, taux et quotients”, en G. Caselli *et al.* (eds.), *Démographie: analyse et synthèse. I. La dynamique des populations*, París, INED, pp. 127-142.
- Yi, Zeng y K. C. Land (2001), “A Sensitivity Analysis of the Bongaarts-Feeney Method for Adjusting Bias in Observed Period Total Fertility Rates”, *Demography*, vol. 38, núm. 1, pp. 17-28.
- Yule, G. U. (1960a), “On the Changes in the Marriage and Birth-Rates in England and Wales during the Past Half Century: with an Inquiry as to their Probable Causes”, *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 68, pp. 88-132.
- (1960b), “Discussion on Dr. Newsholme and Dr. Stevenson’s Paper and on Mr. Yule’s Paper”, *Journal of the Royal Statistical Society*, núm. 69, pp. 146-147.