



Evaluación de la prestación económica de carácter universal por niño a cargo

Informe final

24 de octubre de 2011

Evaluadores principales: Jaume Blasco (Ivàlua)
Libertad González (UPF)

Equipo de trabajo: Lluís Ferrer
Horacio Levy (University of Essex)

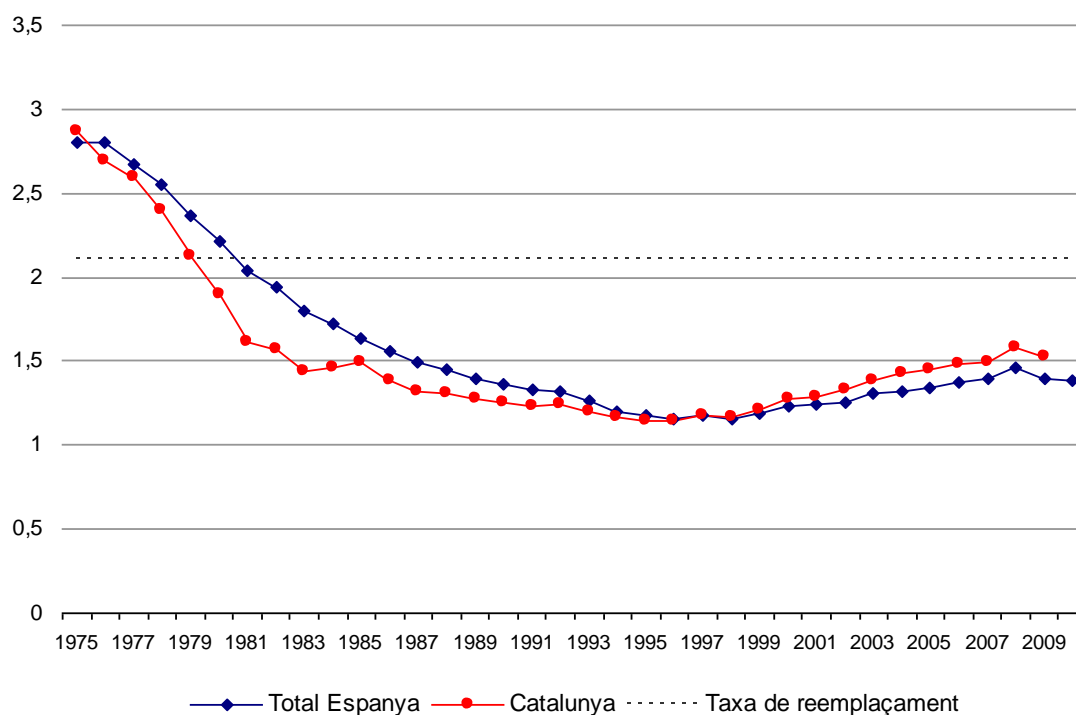
Resumen ejecutivo

1. Introducción

El declive de la fertilidad ha sido particularmente intenso en Cataluña. A pesar de un inicio tardío respecto a la mayoría de los países industrializados, en tan solo 20 años (1975-1995) el número de hijos por mujer cayó de 3 a 1,2. Siguiendo la estela de los países que estaban a la cabeza en el proceso de transición, la fertilidad catalana se encuentra en una fase de recuperación desde los mínimos históricos de 1995, impulsada, fundamentalmente, por la incorporación a la población catalana de mujeres inmigrantes en edad fértil y con un mayor nivel de fecundidad, así como por el aumento de la fecundidad en las mujeres autóctonas de entre 35 y 39 años.

A pesar de este repunte, el indicador coyuntural de fecundidad de 2009 era de tan solo 1,53 hijos por mujer, lejos todavía del umbral de reposición de 2,1, de tal manera que cada nueva generación (descontando la inmigración) es sustancialmente menos numerosa que la de sus progenitores; y está lejos también del nivel de recuperación alcanzado por países como Francia, el Reino Unido, los Estados Unidos o los países escandinavos (de entre 1,8 y 2,1). En efecto, a pesar de este repunte, el patrón de fertilidad de Cataluña continúa presentando los rasgos característicos de los países de más baja fertilidad, como Alemania, Austria, Portugal o el conjunto de España: una edad media de primera maternidad entre las más tardías del mundo (cerca a los 30 años), un porcentaje relativamente alto (16,6 %) de mujeres que llegan al final de su vida fértil sin haber tenido ningún hijo y un porcentaje muy bajo (14,3 %) de mujeres que han tenido más de dos hijos al terminar su periodo de vida fértil.

Indicador coyuntural de fertilidad (1975-2009)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

El cese de la inmigración, la rápida adopción de los patrones de fertilidad de los autóctonos por parte de los inmigrantes y la inseguridad provocada por la crisis económica parecen indicar, además, que el repunte de la fertilidad podría haber llegado a su límite. De hecho, el indicador coyuntural de fertilidad del año 2009, inferior al de 2008, rompe una tendencia al alza que ha durado diez años. Asimismo, cuando la generación del *baby-boom* termine su periodo de vida fértil, el acceso a las edades de máxima fecundidad de cohortes cada vez más vacías abocará la cifra de nacimientos a una disminución muy notable, con una relativa independencia de la evolución de las tasas de fertilidad.

2. Los determinantes del declive de la fertilidad

Los motivos que han conducido a una alteración tan drástica en el comportamiento reproductivo de los ciudadanos han sido objeto de análisis desde diversas disciplinas. Aunque no existe una única teoría que ofrezca una explicación integrada sobre los determinantes del declive de la fertilidad, en este informe hemos destacado cuatro perspectivas teóricas que resultan complementarias porque cada una explica de forma convincente algún componente del declive y porque todas ellas topan con algún hecho que las contradice.

- La primera perspectiva teórica se centra en la evolución de las normas culturales predominantes en pos de la búsqueda de la satisfacción y la libertad individuales, de tal forma que la preferencia por tener hijos ha entrado en competencia con otras prioridades, como puedan ser ampliar los años de formación, construir una carrera profesional o vivir solo, entre otras fuentes de realización personal.
- En segundo lugar, la economía de la familia señala que los costes de los hijos son hoy mucho más altos que hace unas décadas, por lo que la «demanda» de hijos es más baja. Esto es debido a dos factores combinados: por una parte, las mujeres disfrutan hoy de oportunidades de acceso a la educación y al mercado de trabajo en igualdad de condiciones que los hombres, pero esas oportunidades se reducen considerablemente al convertirse en madres, debido a la persistencia de grandes dificultades para la conciliación y de las desigualdades que siguen existiendo en la distribución de las tareas dentro del hogar. A consecuencia de ello, para muchas mujeres optar por la maternidad implica tener que renunciar a participar plenamente en el mercado laboral y, al mismo tiempo, el «coste de oportunidad» de esta renuncia en términos de renta, autonomía personal y satisfacción vital es cada vez más elevado.
- En tercer lugar, la exposición creciente de los jóvenes a una posición precaria en el mercado de trabajo combinada con las dificultades para acceder a una vivienda genera en muchos de ellos una situación de inseguridad poco compatible con la formación de una familia, lo que les lleva a posponer la

creación de un hogar propio y la paternidad hasta edades que se encuentran en el límite de la fertilidad biológica.

- Finalmente, la persistencia del modelo de familia tradicional mediterránea basado en la asimetría de roles entre géneros podría estar ayudando a deprimir la fertilidad, ya que cuanto más grande sea la diferencia entre las expectativas sociales sobre el papel de las mujeres en la familia y las expectativas de las propias mujeres, más grande será el incentivo para evitar la maternidad. En este sentido, la participación de los hombres en el cuidado de los hijos (tanto la real como la esperada) sería un determinante relevante de las decisiones reproductivas de las mujeres.

3. Las políticas de promoción de la fertilidad

A esta lista de determinantes habría que añadir un quinto factor: el grado de adaptación de las instituciones a los cambios en las aspiraciones de las mujeres y a los nuevos riesgos sociales que sufren los jóvenes. Este es, probablemente, el factor que mejor explica los distintos ritmos y niveles de recuperación de la fertilidad entre países. Al revisar la literatura para identificar en qué consisten estas adaptaciones institucionales, hemos detectado tres grandes tipos de intervención que emanan del ámbito de las políticas de familia: el apoyo económico a las familias para compensar una parte de los costes directos de tener hijos; la provisión de servicios para la atención de los niños (guarderías, fundamentalmente) a precios gratuitos o subvencionados con el fin de facilitar la conciliación y reducir los costes indirectos de la maternidad; y la regulación y el fomento de la conciliación en el lugar de trabajo, ya sea a través de permisos de maternidad y paternidad remunerados o mediante la flexibilización y racionalización de los horarios laborales.

El primer reto de este estudio de evaluación ha sido aclarar en qué grado estos instrumentos son efectivos para amortiguar las dificultades que los ciudadanos encuentran a la hora de tener el número de hijos que desean y, por consiguiente, para incrementar la fertilidad. La evidencia encontrada en la literatura es poco concluyente. En relación con las prestaciones económicas por niño a cargo, diversos estudios han identificado un impacto positivo, estadísticamente significativo, pero bastante pequeño, sobre los indicadores de fertilidad, y aún así parece tratarse de un impacto más asociado con adelantar el momento de la maternidad que con un incremento genuino del número de hijos por mujer. No obstante, algunos estudios han encontrado efectos positivos asociados a la prestación de magnitud sustancial, con un incremento de entre el 6 y el 14 % de los indicadores de fertilidad. Algunos autores consideran que la ausencia de un impacto de mayor magnitud e inequívoco se debe a dos factores: primero, que las prestaciones económicas subvencionan los costes directos, pero tienen un efecto muy débil sobre los costes de oportunidad de la maternidad, los cuales parecen tener un peso sustancialmente mayor en las decisiones reproductivas. Segundo, que incluso en lo que se refiere a los costes directos, el importe de las prestaciones en la mayoría de países es bastante modesto y cubre una proporción pequeña de los costes derivados de los niños, y solo durante sus primeros años de

vida. En este sentido, destaca que los estudios que identifican impactos de mayor magnitud corresponden a países con prestaciones particularmente generosas. Hay que tener en cuenta, por otra parte, que la disparidad de las conclusiones de los distintos estudios, más allá de explicarse por diferencias metodológicas en las evaluaciones, pueden estar indicando tanto los efectos diferenciales según el diseño de la prestación (importes, duración, complementos, forma de pago, criterios de elegibilidad, estabilidad de la ayuda a lo largo del tiempo, etc.), como las diferencias existentes entre países en lo que respecta a otros factores que afectan a las decisiones reproductivas.

Otra posibilidad es que las prestaciones tengan un efecto pequeño sobre el conjunto de la población, pero más importantes para un subgrupo específico. Hay motivos teóricos para anticipar que las ayudas económicas deberían tener un impacto más grande en la fertilidad de familias con hijos previos y en los hogares con un nivel de renta menor. Sin embargo, la evidencia acumulada no resulta nada concluyente respecto al efecto diferencial según el orden de los hijos —los estudios encuentran un efecto diferencial, pero a veces es superior para los primeros hijos, otras para los de grado superior y otras para los primeros y terceros. En cambio, sí hay una mayor coincidencia al detectar un efecto mayor sobre las mujeres con menores rentas y nivel formativo.

En lo que respecta a las otras políticas alternativas, la evidencia es mixta en cuanto al impacto de los permisos de maternidad y paternidad dado que, aunque comportan un incentivo a la fertilidad al aportar una renta sustitutoria y mantener el vínculo con el trabajo durante los primeros meses de vida de los bebés, también pueden actuar como elemento retardador, e inducir a las mujeres a retrasar la maternidad hasta que estén lo suficientemente bien establecidas en el mercado laboral como para poder disfrutar de ese derecho. Más claras son las evidencias que se refieren al efecto de la accesibilidad a los servicios de guardería, probablemente porque constituyen el mecanismo que más directamente facilita la conciliación e incide sobre los costes de oportunidad de los hijos.

4. Evaluación de la prestación por niño a cargo de Cataluña (1999-2009)

La segunda cuestión que nos hemos planteado ha sido evaluar de forma empírica el impacto de la prestación por hijo a cargo de Cataluña que se introdujo en el año 1999 y cobró carácter universal en el año 2003. Hemos estimado el efecto de la prestación sobre tres dimensiones: la natalidad, la conciliación de la vida familiar y laboral y el bienestar y la calidad de vida de las familias. La metodología utilizada ha sido, principalmente, la de dobles diferencias, es decir, se ha comparado la evolución de las variables de interés en Cataluña antes y después de la introducción y de la ampliación de la prestación, utilizando como grupo de control a la población equivalente en otras comunidades autónomas que no introdujeron reformas similares en la misma época.

Los resultados sugieren que la prestación tuvo un impacto positivo y significativo sobre la tasa de fecundidad en Cataluña, que pudo aumentar entre un 5 y un 6 % anual a consecuencia de la ayuda. Este efecto se deriva, principalmente, de un aumento en la

natalidad entre mujeres de nivel educativo bajo (y medio). El efecto es evidente tanto entre la población de mujeres nativas como de origen inmigrante, y es más pronunciado entre las mujeres que ya tenían hijos (es decir, se trata de un aumento en el número de hijos por mujer, más que un incremento en el número de mujeres que tienen hijos).

Respecto al impacto de las ayudas sobre el bienestar material de las familias, hemos documentado que la familia «mediana» que recibió la ayuda en el año 2008 contaba con una renta neta anual de entre 30.000 y 32.000 euros y, por tanto, la prestación supuso un aumento de aproximadamente un 2 % en su renta disponible. El impacto fue mayor para las familias de la parte baja de la distribución de la renta: sobre un 3 % para las familias en el percentil 25, y más del 5 % solamente para el 10 % más pobre de las familias. Asimismo, también hemos documentado que la prestación permitió a las familias de rentas bajas cubrir gran parte de los gastos asociados al bebé: más del 30 % de estos gastos para la cuarta parte de las familias de renta más baja, según la estimación más conservadora.

En último lugar, el análisis de la actividad laboral de las madres con hijos pequeños revela que la prestación tuvo efectos desiguales para grupos de mujeres distintos. Recibir la prestación se asocia con una menor participación en el mercado de trabajo en el caso de las madres jóvenes, de nivel educativo bajo o de origen inmigrante. En cambio, la ayuda parece estar asociada a un aumento en las horas de trabajo para madres ligeramente mayores, nativas y de nivel educativo alto.

5. Recomendaciones

En síntesis, el análisis precedente sugiere algunas ideas que pueden informar el nuevo diseño de la prestación por hijo a cargo una vez que finalice el periodo de suspensión temporal iniciado en julio de 2011. En el marco del conjunto de políticas de apoyo a las familias, la estrategia más aconsejable para incrementar la fertilidad pasa, fundamentalmente, por mejorar el acceso a las guarderías, ya que es el instrumento que aborda más directamente las barreras que los ciudadanos encuentran para materializar sus deseos de fertilidad —por la vía de facilitar la conciliación y reducir los costes de oportunidad de la maternidad— en virtud de lo que indica tanto la teoría como la evidencia empírica internacional. Sin embargo, la efectividad detectada de la prestación por niño a cargo en Cataluña, corroborada por una parte de la evidencia empírica internacional, apunta a la conveniencia de mantener la prestación como instrumento de fomento de la fertilidad, y a concentrarla en aquellas familias que ya tienen hijos, las cuales parecen ser, en el caso de Cataluña, las más sensibles a la prestación.

No obstante, es importante tener en cuenta que los objetivos de la prestación por niño a cargo son múltiples, y que la adecuación del diseño a alguno de los objetivos puede ir en detrimento del resto. Primero, en relación con el objetivo de garantizar el bienestar de las familias y los niños, la evaluación ha mostrado que la prestación tiene poco impacto sobre las familias de la mitad superior de la distribución de la renta. En

caso de que se priorizase este objetivo, restringir la prestación a los hogares de ingresos bajos sería la recomendación más obvia, con un posible aumento de la cuantía para incrementar su impacto. Sin embargo, hay que tener en cuenta que este tipo de prestación no es necesariamente el mecanismo más eficiente para combatir la pobreza infantil, especialmente si se limita a los primeros años de vida de los niños, y que en términos de fomento de la fertilidad, introducir un umbral de renta implica mantener el incentivo para las mujeres que ya tienen un nivel de fecundidad relativamente más elevado.

En segundo lugar, si consideramos la conciliación como objetivo, las recomendaciones se complican. El análisis de Cataluña muestra que la prestación puede haber desincentivado la participación en el mercado laboral de mujeres con baja cualificación o peores empleos. No está muy claro si esta consecuencia es positiva o negativa. Es posible que los niños se beneficien de pasar más tiempo con su madre durante el primer año de vida, como sugieren algunos trabajos de investigación recientes. Sin embargo, a medio plazo, los efectos de este desincentivo a la ocupación pueden ser negativos si las madres no consiguen retornar al mercado laboral. Así pues, habrá que tener en cuenta que la introducción de un umbral de renta podría exacerbar este efecto colateral sobre las mujeres de menor cualificación y calidad de empleo. Por tanto, la introducción de un límite de renta podría combinarse con la condición de que la madre esté trabajando, como mínimo a partir de que el niño haya cumplido uno (o dos) años. Esto ayudaría a prevenir una pérdida excesiva de capital humano derivada de una interrupción prolongada en la trayectoria de ocupación de la madre, lo cual podría comportar, a su vez, consecuencias negativas a largo plazo tanto para los ingresos de la madre como para el bienestar del niño.

En síntesis, las propuestas que se derivan de esta evaluación son: 1) en el marco del conjunto de políticas de familia: priorizar la accesibilidad a las plazas de guardería para los menores de tres años; 2) en el marco de las prestaciones por niño a cargo: introducir un criterio de progresividad según el orden del hijo, con el fin de incrementar el impacto de la prestación sobre la fertilidad; y 3) en la medida en que el objetivo prioritario es la garantía del bienestar de las familias y los niños con menos recursos: introducir un umbral de renta para la percepción de la prestación combinada con el requisito de participación en el mercado laboral de la madre a partir del segundo año de vida del hijo. La cuantía de la prestación debería disminuir progresivamente a medida que aumentase la renta de la familia, para evitar en la medida de lo posible el fraude (o los incentivos «perversos») en torno al umbral de renta. Este último diseño sería similar, en términos generales, al Earned Income Tax Credit (EITC) de los Estados Unidos o el Working Families Tax Credit (WFTC) del Reino Unido, que han sido concebidos como suplementos a los ingresos de las familias trabajadoras con hijos.

ÍNDICE

RESUMEN EJECUTIVO

INTRODUCCIÓN	2
1. EL DECLIVE DE LA FERTILIDAD.....	4
2. ¿QUÉ EXPLICA EL DECLIVE DE LA FERTILIDAD?	15
3. ¿PUEDEN LAS POLÍTICAS PÚBLICAS INCREMENTAR LA FERTILIDAD?	22
3.1 ¿Qué hacen los gobiernos para incrementar la fertilidad?	22
3.2 ¿Funcionan las prestaciones por niño a cargo?	28
3.3 ¿Funcionan mejor las otras políticas de familia?	34
4. EVALUACIÓN DEL IMPACTO DE LA PRESTACIÓN POR HIJO A CARGO EN CATALUÑA	35
4.1 Introducción.....	36
4.2 El efecto de la prestación sobre la fertilidad	41
4.3 El efecto de la prestación sobre el bienestar	54
4.4 El efecto de la prestación sobre la conciliación.....	58
5. SIMULACIÓN DE UNA PRESTACIÓN UNIVERSAL	65
5.1 Características de la prestación simulada	65
5.2 Asunciones de la simulación	66
5.3 Resultados de la simulación	68
5.4 El comparador de simulaciones.....	75
6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES	77
7. BIBLIOGRAFÍA.....	82
APÉNDICE.....	86

Introducción

En el año 1975 comenzó en Cataluña la denominada *segunda transición demográfica* que se ha desarrollado con especial intensidad: la fertilidad cayó desde los aproximadamente tres hijos por mujer hasta un mínimo de 1,2 en tan solo veinte años, y se mantiene a fecha de hoy alrededor de 1,5; la media de edad de la primera maternidad aumentó de los 25 a los 30 años, en el marco de un proceso de postergación generalizado del acceso al mercado laboral, la emancipación y la formación de uniones conyugales; las familias con tres o más hijos pasaron de ser la norma a la excepción, y el porcentaje de mujeres que llegan al final de su ciclo fértil sin haber sido madres ha ido creciendo con cada cohorte, hasta alcanzar el 16,6 % para las nacidas entre 1960 y 1964.

Revertir esta drástica alteración en el comportamiento reproductivo ha tendido a ser considerado durante muchos años como un objetivo impropio de las políticas públicas. Los indicadores de fertilidad de una sociedad son fruto de las decisiones de sus ciudadanos, que actúan de acuerdo con sus prioridades y limitaciones, en el ámbito privado de cada hogar y familia. No obstante, dos factores están cambiando progresivamente esta percepción. En primer lugar, la magnitud de la caída de la fertilidad y del consiguiente declive y envejecimiento de la población, pone en riesgo, a medio y largo plazo, la sostenibilidad del estado del bienestar. En segundo lugar, los ciudadanos de la mayoría de países industrializados (y los catalanes no son una excepción) expresan en las encuestas el deseo de tener un número de hijos más elevado del que realmente acaban teniendo. La existencia de una brecha entre la fertilidad actual y la deseada abre una ventana a la intervención pública para intentar eliminar los fallos institucionales que la provocan (fundamentalmente en el mercado de trabajo), sin necesidad de inmiscuirse en las preferencias de los ciudadanos por tener un número determinado de hijos.

Sin embargo, que el incremento de la fertilidad sea un objetivo legítimo no implica necesariamente que pueda alcanzarse fácilmente gracias a la intervención pública. De hecho, la complejidad de las causas que han dado lugar al declive de la fertilidad parece indicar que este objetivo puede resultar particularmente esquivo. Por un lado, las oportunidades que tienen las mujeres para acceder a la educación y al mercado de trabajo en igualdad de condiciones que los hombres se reducen considerablemente al convertirse en madres. Las dificultades para conciliar la atención de los niños con las responsabilidades laborales, unidas a las desigualdades de género que permanecen en la distribución de tareas en el hogar, hacen que la maternidad implique a menudo algún tipo de renuncia laboral. Para otras, el problema no radica en la conciliación entre prioridades, sino en la inseguridad: la exposición creciente de los jóvenes a una posición precaria en el mercado laboral y las dificultades para acceder a una vivienda generan una situación de inestabilidad poco compatible con la formación de una familia, lo que les lleva a posponer la formación de un hogar propio y la paternidad hasta edades que se encuentran en el límite de la fertilidad biológica.

¿Pueden las políticas públicas incidir sobre factores causales de esta naturaleza? Las políticas de familia lo han intentado por la vía que les es más propia: ofreciendo apoyo económico a las familias para compensar una parte de los costes directos de los hijos y facilitando la conciliación para reducir los costes indirectos de la maternidad. Estas tentativas se han realizado, fundamentalmente, a través de la adaptación de políticas y programas preexistentes que combinan el objetivo de fomentar la fertilidad con la protección de los niños y de sus familias, así como la promoción de la igualdad entre hombres y mujeres. Entre estas políticas destacan las transferencias económicas y las deducciones fiscales para las familias con hijos a cargo, la prestación de servicios para el cuidado de los niños (básicamente servicios de guardería) y la promoción y regulación de la conciliación en el lugar de trabajo.

El propósito de esta evaluación es responder en qué grado estos instrumentos son efectivos para fomentar la fertilidad, haciendo especial énfasis en las prestaciones a las familias por cada hijo que tengan a su cargo. ¿Cuál es la magnitud de su efecto? ¿Sobre qué grupos de población son más efectivas? ¿Hay elementos en su diseño (criterios de elegibilidad, importe) que determinan su efectividad? La respuesta a estas preguntas se desarrolla con dos procedimientos: uno, la revisión de las evaluaciones que se han realizado en el ámbito internacional sobre este tipo de intervenciones; y dos, la evaluación de la prestación en Cataluña desde 1999, año en que fue creada, hasta 2009. Finalmente, la parte final del informe simula cuál sería el coste y cobertura de diversos diseños alternativos de esta prestación, partiendo de las proyecciones de la natalidad para los próximos años. En las secciones preliminares del informe se pretende sintetizar el conocimiento actual sobre la evolución reciente de la fertilidad en Cataluña, los determinantes de la baja fertilidad y los instrumentos que los gobiernos emplean para ayudar a los ciudadanos a tener el número de hijos que desean.

Este informe ha sido encargado a Ivàlua por el Departamento de Economía y Conocimiento. Queremos agradecer muy especialmente la colaboración del Servicio de Prestaciones Económicas y Subvenciones del Departamento de Bienestar Social y Familia en el análisis de la base de datos de la prestación. La elaboración del informe ha contado con la participación de la Dra. Libertad González (Universitat Pompeu Fabra) que es la autora del capítulo 4 y coautora del capítulo de conclusiones, así como del Dr. Horacio Levy (University of Essex), que ha elaborado parte de las simulaciones del capítulo 5.

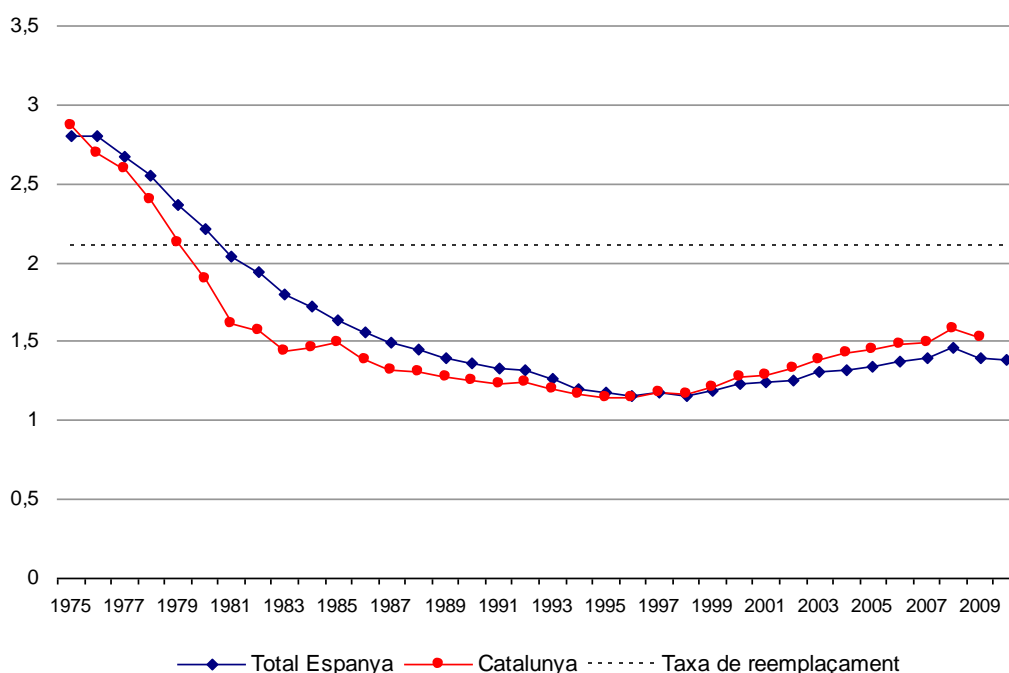
1. El declive de la fertilidad

La segunda transición demográfica en Cataluña, y en general en el sur de Europa, fue tardía y particularmente abrupta. Entre los años 1975 y 1995, Cataluña sufrió una reducción de la fertilidad desde una media de casi tres hijos por mujer hasta descender a un mínimo de 1,15 (en términos del indicador coyuntural de fertilidad; véase el cuadro 1.1 en la página 8). Este descenso supuso la desaparición de los países mediterráneos de la cabeza del *ranking* europeo y su relegación a la cola de la clasificación (gráfico 1.1)

A partir de 1995, y más marcadamente desde 1999, la fertilidad catalana comenzó a recuperarse, siguiendo una tendencia generalizada en la mayoría de países industrializados. Coincidiendo con la llegada de las generaciones del *baby-boom* de mediados de los años setenta a las edades de máxima fecundidad, el año 2008 hubo 89.412 nacimientos, el máximo histórico en 30 años (gráfico 1.2). A pesar de ello, la fertilidad catalana —con un índice coyuntural de fertilidad de 1,58 hijos por mujer en 2009— sigue estando sustancialmente por debajo del nivel de reemplazo o reposición, el umbral a partir del cual una cohorte se reemplaza a sí misma (descontando la inmigración), y que para los países industrializados se estima en un índice de 2,1 hijos por mujer.

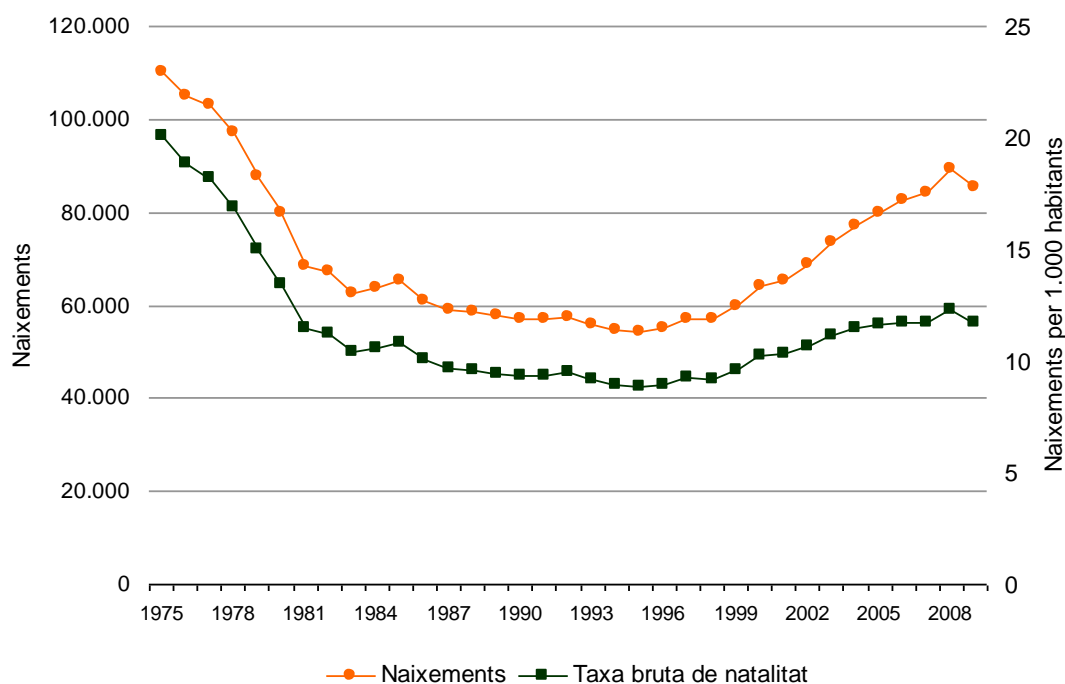
La tendencia al alza de la fertilidad se ha detenido con la llegada de la crisis económica, y en los años 2009 y 2010 se han vuelto a registrar descensos, lo cual refleja los primeros efectos de la recesión sobre el comportamiento reproductivo.

Gráfico 1.1 Indicador coyuntural de fertilidad (1975-2009)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

Gráfico 1.2 Nacimientos totales y tasa de natalidad (1975-2009)



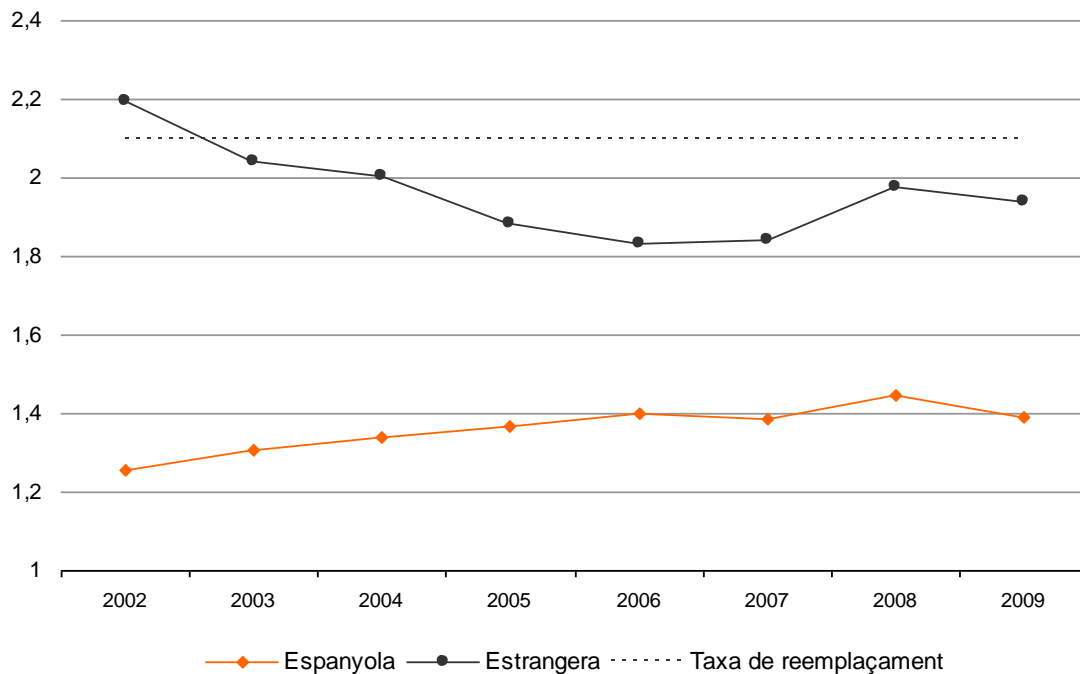
Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

La recuperación de la fertilidad desde los mínimos de la década de los noventa se explica, en primer lugar, por **la incorporación de mujeres inmigrantes en edad fértil a la población catalana**, las cuales muestran un nivel de fecundidad más elevado y una tendencia a convertirse en madres a edades más tempranas. La aportación de los recién llegados al repunte de la fertilidad se refleja en que el 23,6 % de los nacimientos que se produjeron en Cataluña en 2007 correspondían a madres de nacionalidad extranjera, mientras que un 28,3 % de los nacimientos correspondían a casos en los que al menos uno de los progenitores era extranjero (IDESCAT, 2009). Desde el año 2002 —fecha en que los datos de fertilidad del Instituto Nacional de Estadística empiezan a aparecer desagregados por nacionalidades—, los indicadores de fertilidad de las mujeres extranjeras y de las de nacionalidad española han tendido a converger, si bien la diferencia a fecha de 2009 seguía siendo de 0,4 hijos por mujer (gráfico 1.3).

En segundo lugar, la caída y posterior recuperación del indicador de fertilidad captura un cambio **en el calendario de la maternidad dentro del ciclo de vida fértil de las mujeres catalanas** (el cual no tendría por qué implicar, necesariamente, una reducción del número de hijos al final del ciclo fértil de la mujer). La tendencia a postergar la maternidad hasta edades más avanzadas se identifica claramente en el gráfico 1.4, donde se muestran desagregadas las tasas de fecundidad por grupos de edad (es decir, los nacimientos por cada 1.000 mujeres de cada grupo de edad). Las tasas de los grupos de 20 a 40 años y de 25 a 29 se reducen drásticamente hasta finales de la década de los noventa, y solo está parcialmente compensado por el crecimiento de las tasas en el grupo de mujeres de 30 a 40 y de 35 a 39 años. Desde finales de la década de los noventa, por el contrario, se estabiliza la fecundidad de los

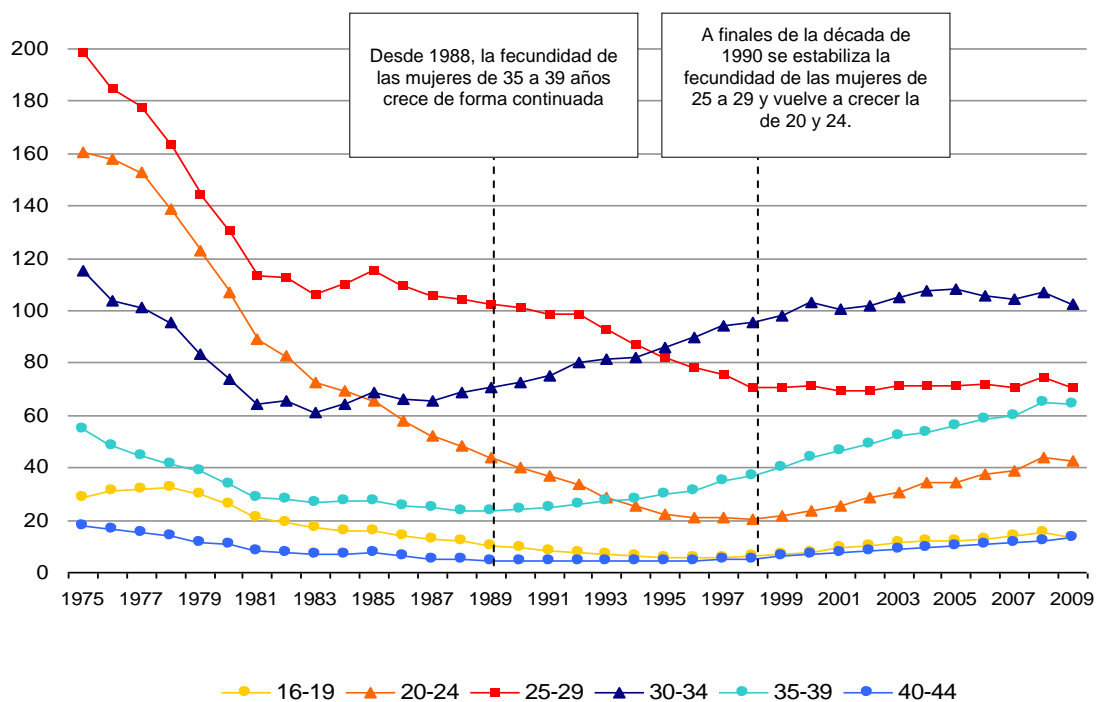
grupos de 25 a 29 y de 30 a 34 años, y aumenta considerablemente tanto en los grupos de 35 a 39 como de 20 a 24, dando lugar a un crecimiento de los índices de fertilidad totales.

Gráfico 1.3 Indicador coyuntural de fertilidad por nacionalidades (Cataluña, 2002-2009)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

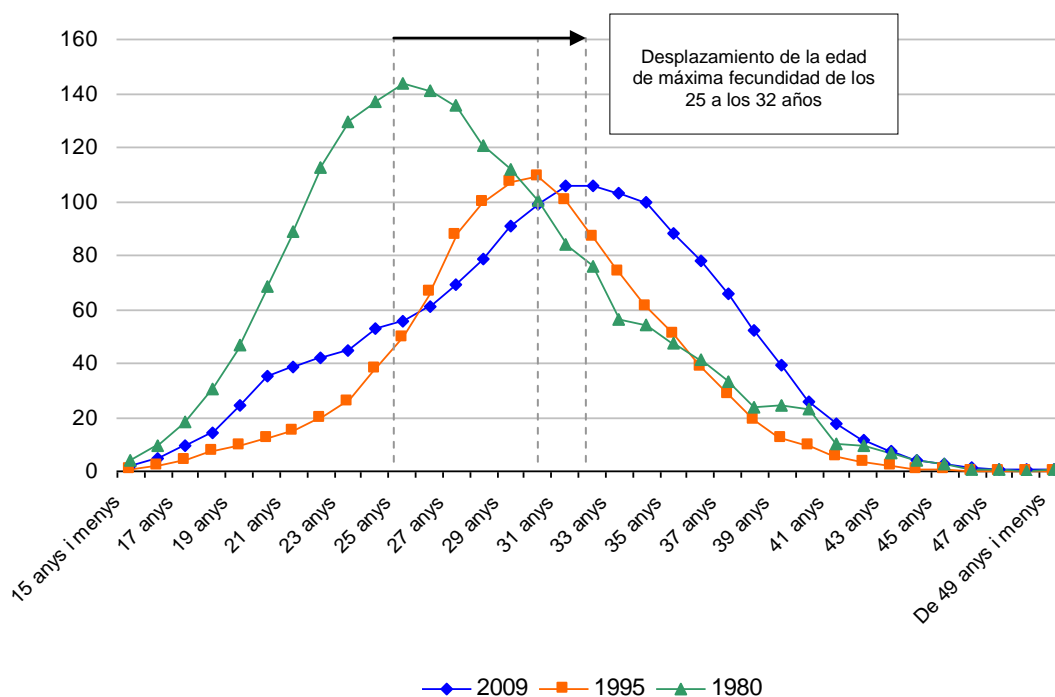
Gráfico 1.4 Tasas de fecundidad por grupos de edad (Cataluña, 1975-2009)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

En el gráfico 1.5 se muestran las tasas de fecundidad para cada año de edad de los años 2009, 1995 (momento de mínima fertilidad) y 1980. Por una parte, se aprecia el desplazamiento de los máximos de fecundidad a edades cada vez más tardías. Por otra, puede observarse cómo la curva de 2009 se ensancha respecto a la de 1995, mostrando una mayor dispersión de la fecundidad en todo el rango de edades, con valores más elevados tanto en las mujeres de 20 a 30 años como en las de 30 a 40.

Gráfico 1.5 Tasas de fecundidad por edad (Cataluña)



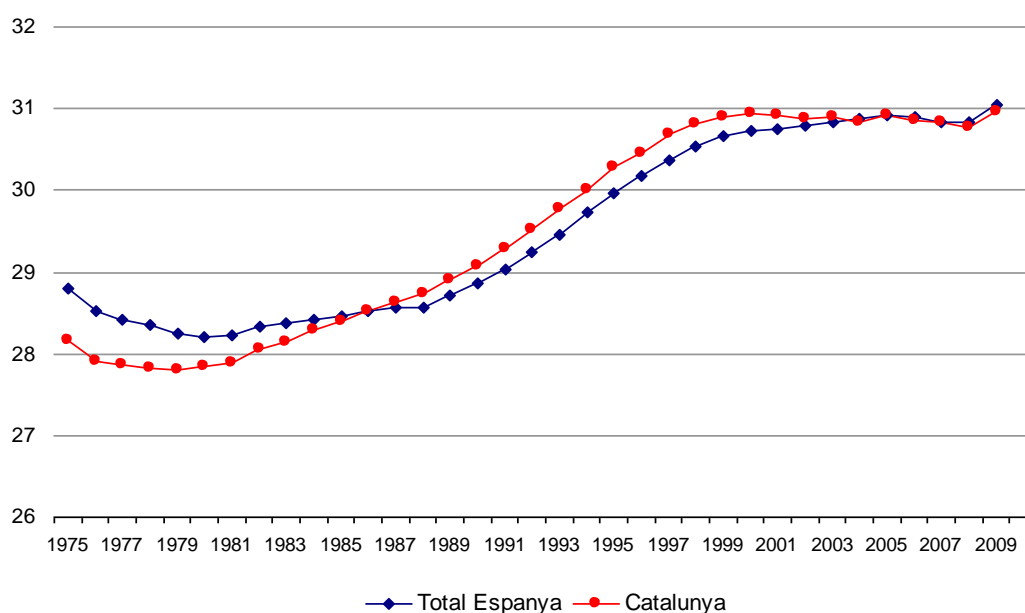
Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

El proceso de postergación de la maternidad se observa igualmente en **el incremento de la edad media en que las mujeres tienen a sus hijos**, que ha aumentado en tres años a lo largo de las décadas de 1980 y 1990, fecha a partir de la cual ha permanecido estable en torno a los 31 años (gráfico 1.6). Por otra parte, la edad de la primera maternidad de las mujeres residentes en Cataluña se situaba el año 2007 en 29,9 años (5,3 años más que en 1975), con una diferencia sustancial entre las mujeres nacidas en España (30,5 años) y las nacidas en el extranjero (27,6) (Devoder, 2010).

Algunos autores han destacado que el retraso de la edad de la maternidad se enmarca dentro de un «síndrome de la posposición» generalizado, por el cual se ha tendido a postergar determinados acontecimientos vitales. Utilizando datos de la *Encuesta Demográfica de Cataluña* de 2007, Devoder (2010) muestra cómo este retraso afecta tanto a la edad de formación de la primera unión conyugal como al tiempo medio de espera entre la primera unión y el primer nacimiento (se ha duplicado entre 1975 y 2007, hasta alcanzar aproximadamente 4,5 años), lo cual incrementa el riesgo de

disolución de la pareja antes de la primera maternidad y/o de tener el número de hijos deseado.

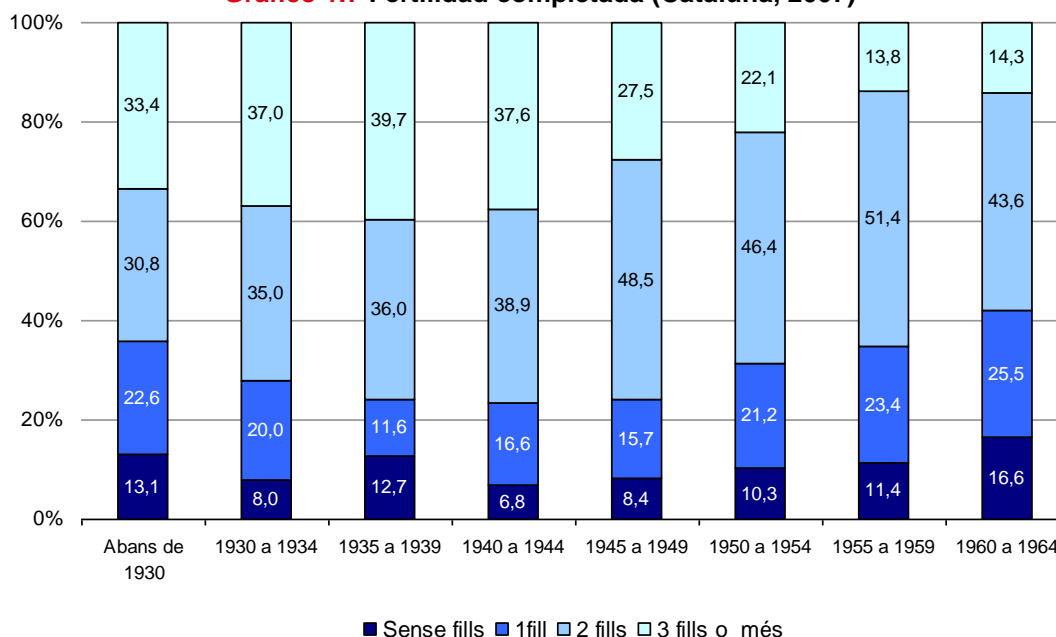
Gráfico 1.6 Edad media en el momento de la maternidad (1975-2009)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

En vista de que se ha producido un cambio sustancial en el calendario de la maternidad, resulta especialmente relevante conocer si, más allá de las tasas coyunturales de fertilidad (que son muy sensibles a estos cambios en el «tempo» de la maternidad), ha variado el número de hijos que tienen las mujeres al completar su periodo vital fértil. El gráfico 1.7 muestra las diferencias entre cohortes, desde la de mujeres nacidas antes de 1930 hasta la de mujeres nacidas entre 1960 y 1964 (que en el momento de la *Encuesta Demográfica* de 2007 tenían entre 43 y 47 años, y constituían, por tanto, la última cohorte sobre la que era posible conocer esta información). Se observa que la situación más prevalente para todas las cohortes nacidas a partir de 1940 es la de tener dos hijos, si bien destaca **un crecimiento continuado tanto de la infecundidad permanente** (hasta alcanzar un 16,6 % de las mujeres nacidas entre 1960 y 1964) **como del porcentaje de mujeres que completan su ciclo fértil con un solo hijo** (un 25,5 % de esta misma cohorte). Por el contrario, **el porcentaje de mujeres con tres o más hijos ha pasado a ser inferior al 15 %**.

Gráfico 1.7 Fertilidad completada (Cataluña, 2007)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de la *Encuesta Demográfica de Cataluña, 2007*

Cuadro 1.1: ¿Cómo se mide la fertilidad?

La manera más sencilla de hacerlo es calcular la **tasa de natalidad**, que indica el número de nacimientos vivos por cada 1.000 habitantes en un lugar y año determinado. El problema de este indicador es que el denominador contempla a toda la población, y no únicamente a la que es biológicamente capaz de tener hijos, de forma que no refleja de forma muy precisa el comportamiento reproductivo.

Una medida más precisa es el **indicador coyuntural de fertilidad (ICF)**, que indica el número de hijos vivos que una mujer tendría a lo largo de su periodo de vida fértil (normalmente se calcula entre los 15 y 44 o 49 años), si en cada año de su ciclo de vida fértil tuviera el mismo número de hijos que tienen, de media, las mujeres de esa misma edad en ese mismo país y año. El ICF proporciona además un umbral importante: el nivel de reemplazo o de reposición suele encontrarse alrededor de los 2,1 hijos por mujer. El mayor problema del ICF es que es muy sensible a los cambios en el calendario de la maternidad. Por ejemplo, el descenso del ICF en los países industrializados entre los años 70 y 80 está distorsionado por el retraso en la edad de la maternidad, y sobrerrepresenta los cambios reales en el número total de hijos que tienen las mujeres durante todo su periodo de vida fértil.

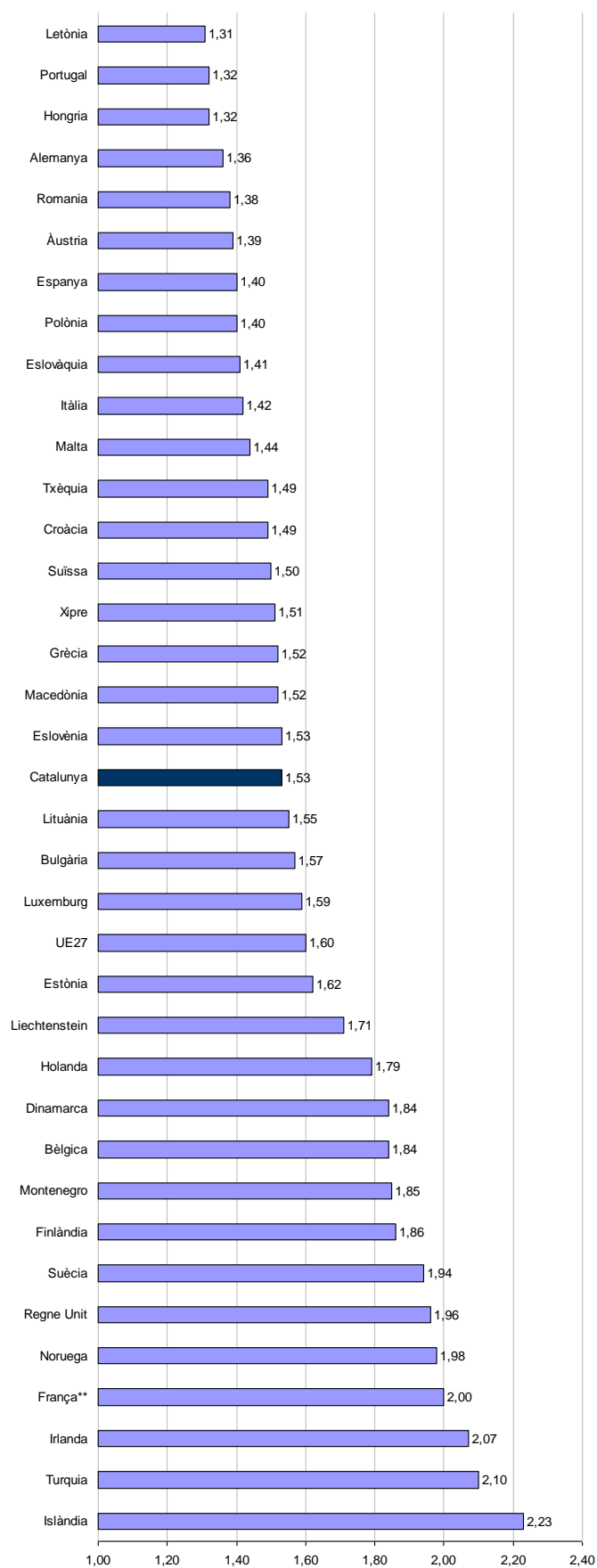
Una medida que evita estas distorsiones es la **tasa de fertilidad completada (Cohort Fertility Rate, CFR, en inglés)**, que indica el número de hijos que tiene, de media, una mujer de una cohorte particular al completar su periodo vital fértil. La CFR es el mejor indicador de comportamiento, pero tiene un gran inconveniente: solamente puede calcularse para mujeres que ya han completado (o casi) su ciclo fértil (al cumplir 44 o 49 años), y no es un buen indicador para detectar cambios de comportamiento en las mujeres más jóvenes.

En palabras de Bonoli (2008): «Los estudios sobre fertilidad tienen que enfrentarse a un dilema: o bien se centran en las cohortes que ya han completado su vida fértil, y entonces describen situaciones que puede que ya no existan, o bien se centran en las cohortes que todavía están en edad reproductiva, pero pierden la información sobre las decisiones reproductivas que estas cohortes pueden tomar en los años de vida fértil que les quedan».

¿Cuál es la situación de Cataluña en el contexto español e internacional? Al comparar los indicadores demográficos catalanes con los de otras comunidades autónomas y países se observa que:

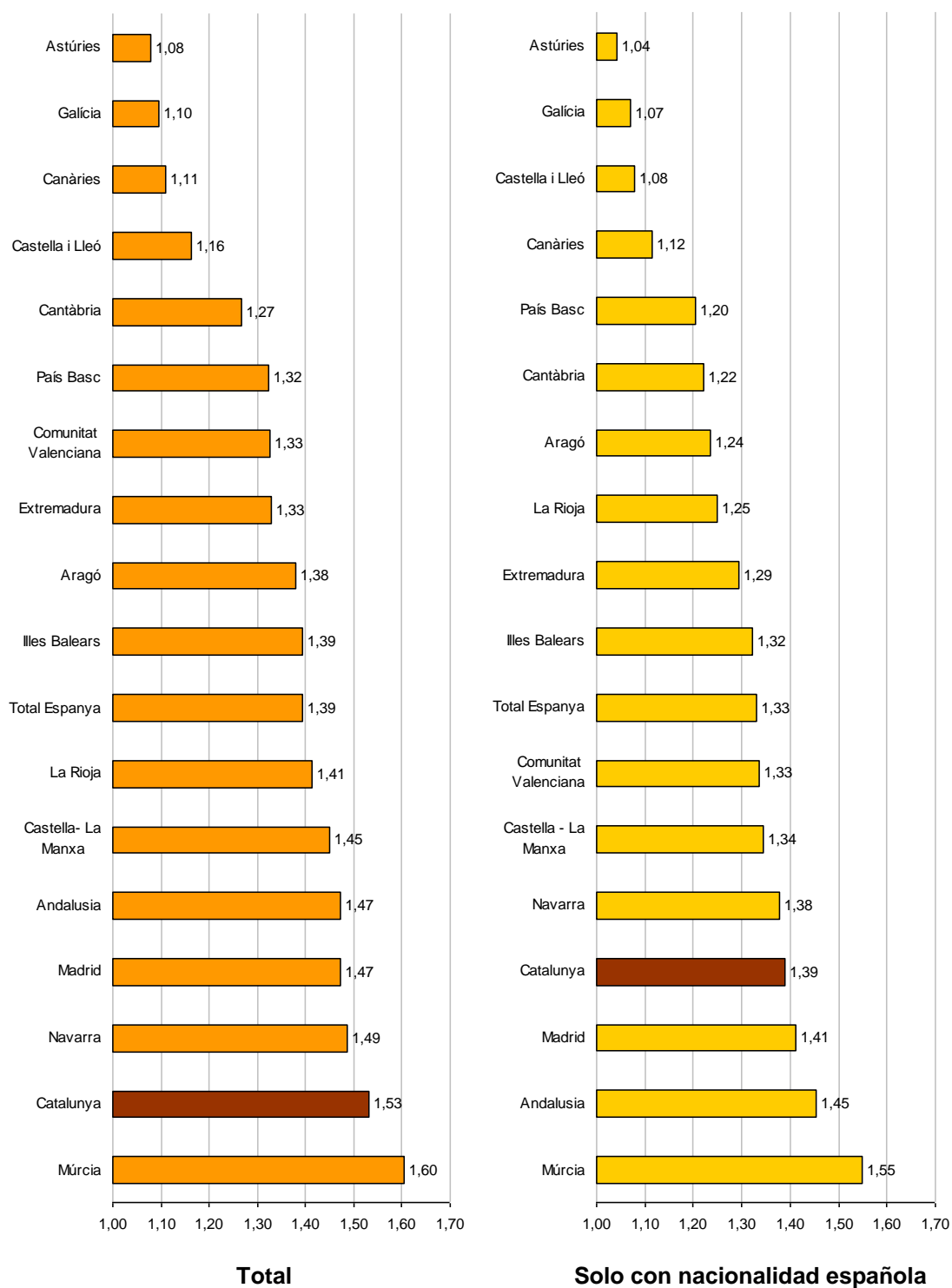
- **El indicador coyuntural de fertilidad de Cataluña se encuentra justamente en la mediana de la distribución de la Unión Europea de 2009**, es decir, la mitad de los países tienen un valor más alto y la otra mitad un valor más bajo. El valor de 1,53 de Cataluña está muy por debajo del de los países europeos que más se acercan a la tasa de reposición (los países escandinavos, Irlanda, Francia y el Reino Unido), y por encima del grupo de países con la fertilidad «más baja entre las bajas» (países excomunistas como Letonia, Hungría y Rumanía; países del sur de Europa, como Portugal, Italia y el conjunto de España; así como Alemania y Austria). (Gráfico 1.8).
- **En el contexto español, Cataluña tiene el segundo indicador coyuntural de fertilidad más alto, solo por detrás de la Región de Murcia**; y el cuarto si se considera únicamente a la población autóctona (por detrás de Murcia, Andalucía y la Comunidad de Madrid). (Gráfico 1.9).
- En términos de fertilidad completada, **Cataluña combina un porcentaje relativamente alto de mujeres que finaliza su ciclo fértil sin haber tenido ningún hijo y un porcentaje muy bajo de mujeres que lo hacen habiendo tenido más de dos**. Comparativamente, algunos países de la OCDE presentan tasas de infecundidad permanente similares a la de Cataluña, pero mantienen unas tasas de fertilidad completada más altas gracias a una elevada prevalencia de familias grandes. Por ejemplo, la tasa de fecundidad permanente de Cataluña (16,6 % para la cohorte de 1960 a 1964) es similar a la de países como los Estados Unidos o Suecia (16,0 % y 15,1 % respectivamente); en cambio, el porcentaje de mujeres de esta misma cohorte que completan su vida fértil con más de dos hijos es la mitad en Cataluña que en los otros dos países (14,3 %, 30,6 % y 30,0 %). Francia, un país que sirve de referencia, ya que prácticamente ha alcanzado la tasa de reposición y presenta unas características socioeconómicas y culturales relativamente parecidas a las de Cataluña, mantiene la tasa de fecundidad permanente alrededor del 10 %, mientras que más de un 30 % de las mujeres completan su vida fértil con tres o más hijos. (Gráfico 1.10).
- Finalmente, con 29,9 años, **Cataluña presenta una edad media de primera maternidad en el extremo más alto de la distribución de los países de la OCDE**, solamente superada por Alemania y el Reino Unido. Con excepción notoria de este último país, la primomaternidad tardía está generalmente asociada con una menor fecundidad. (Gráfico 1.11).

Gráfico 1.8 Indicador coyuntural de fertilidad (UE y Cataluña, 2009)



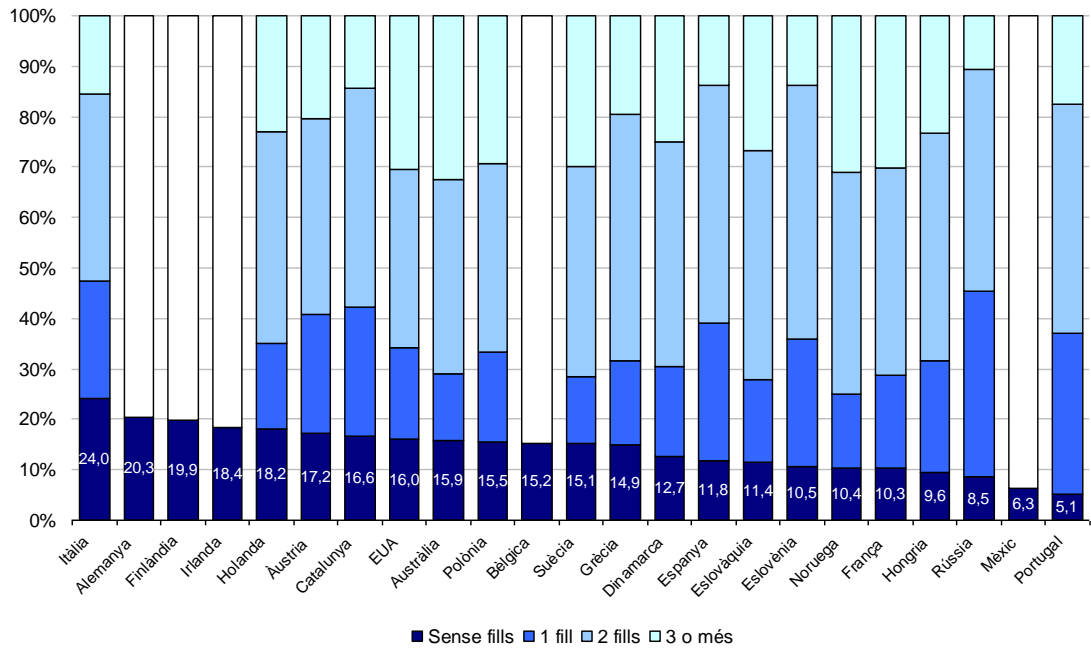
Fuente: elaboración propia a partir de datos de EUROSTAT, excepto Cataluña (datos INE)

Gráfico 1.9 Indicador coyuntural de fertilidad (Comunidades Autónomas, 2009)



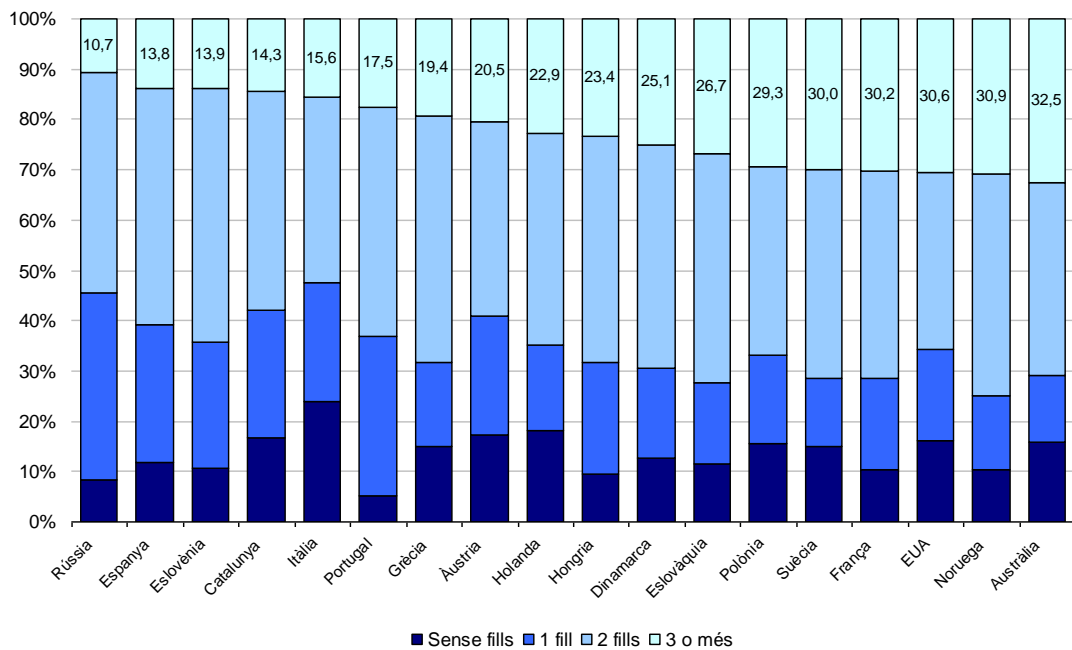
Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

Gráfico 1.10 Fertilidad completada de la cohorte de 1965 (o la última disponible) en los países de la OCDE (ordenado según el porcentaje de mujeres sin hijos)



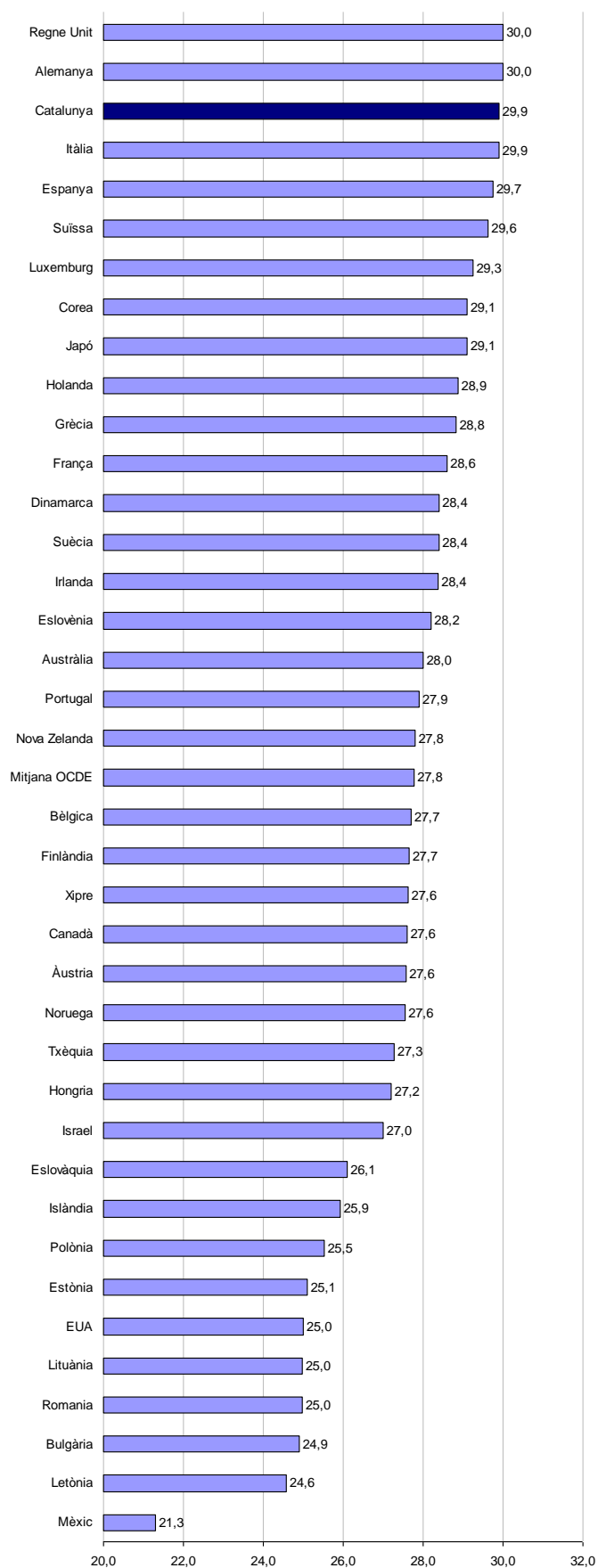
Fuente: elaboración propia a partir de datos de la OCDE (2011) y de la *Encuesta Demográfica de Cataluña*, 2007

Gráfico 1.11 Fertilidad completada de la cohorte de 1965 (o la última disponible) en los países de la OCDE (ordenado según el porcentaje de mujeres con tres o más hijos)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de la OCDE (2011) y de la *Encuesta Demográfica de Cataluña*, 2007

Gráfico 1.11 Edad media de primera maternidad (OCDE, 2008 y Cataluña, 2007)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de la OECD Family Database y de la *Encuesta Demográfica de Cataluña*

2. ¿Qué explica el declive de la fertilidad?

La caída de la fertilidad en todos los países industrializados hasta niveles inferiores a la tasa de reposición, y la constatación de que existe una notable variación en la intensidad y el calendario de esta caída y de los posteriores repuntes —tanto entre países como entre grupos sociales— han conducido a la generación de un extenso corpus de investigación para aclarar qué es lo que determina el comportamiento reproductivo de las personas. El análisis de los determinantes de la fertilidad, más allá de su valor científico, es de especial interés para la formulación de políticas de fomento de la fertilidad, tanto para reconocer los determinantes más susceptibles de ser abordados mediante la intervención pública como para identificar los instrumentos de intervención potencialmente más efectivos.

Desafortunadamente, no existe una única teoría, de aceptación generalizada, que ofrezca una respuesta integrada a la pregunta que da título a esta sección y que permita construir los fundamentos teóricos de la intervención pública. La diversidad de elementos que influyen en la decisión de tener un hijo integra factores culturales, biológicos, tecnológicos, económicos, de relaciones de género, genéticos, geográficos, históricos, religiosos, médicos, de estructura social, así como los incentivos positivos y negativos creados por un extenso conjunto de políticas públicas, desde la provisión de la educación preescolar hasta el sistema de pensiones. Por este motivo proliferan estudios parciales sobre la influencia de este determinante o de este otro, que unos cuantos autores han estructurado en distintas perspectivas teóricas (McDonald [2000], Esping-Andersen [2007], OCDE [2011], entre otros), de los cuales destacamos los siguientes:

1. **La difusión de los valores posmaterialistas:** una de las perspectivas teóricas clásicas explica el declive de la fertilidad en función de una evolución de las normas culturales predominantes hacia la búsqueda de la satisfacción y la libertad individuales, lo cual ha dado lugar a estilos de vida y relaciones personales menos estandarizadas. En este contexto, la reproducción no queda necesariamente relegada, pero entra en competencia con otras prioridades, como la extensión de los años de educación, la consolidación de la carrera profesional o vivir solo, entre otras fuentes de satisfacción individual. Esta teoría es coherente con determinados fenómenos relacionados con la reducción de la fertilidad, como la reducción y el retraso de la formación de uniones conyugales, el incremento de las rupturas o la preferencia por tener hijos más tarde. Sin embargo, la teoría resulta poco convincente para explicar ciertas diferencias entre países (por ejemplo, la menor fertilidad de los países mediterráneos respecto a los anglosajones), las variaciones temporales de la fertilidad dentro del mismo país y, muy especialmente, no aclara por qué de forma coherente entre distintos países, las personas expresan en las encuestas que querrían tener un número de hijos superior al que realmente tienen. La existencia de este diferencial entre la cantidad de hijos deseados y los tenidos (el *child gap* o *fertility gap* en la literatura en inglés, véase el cuadro 2.1) parece indicar que, al margen de que la preferencia por tener hijos se haya

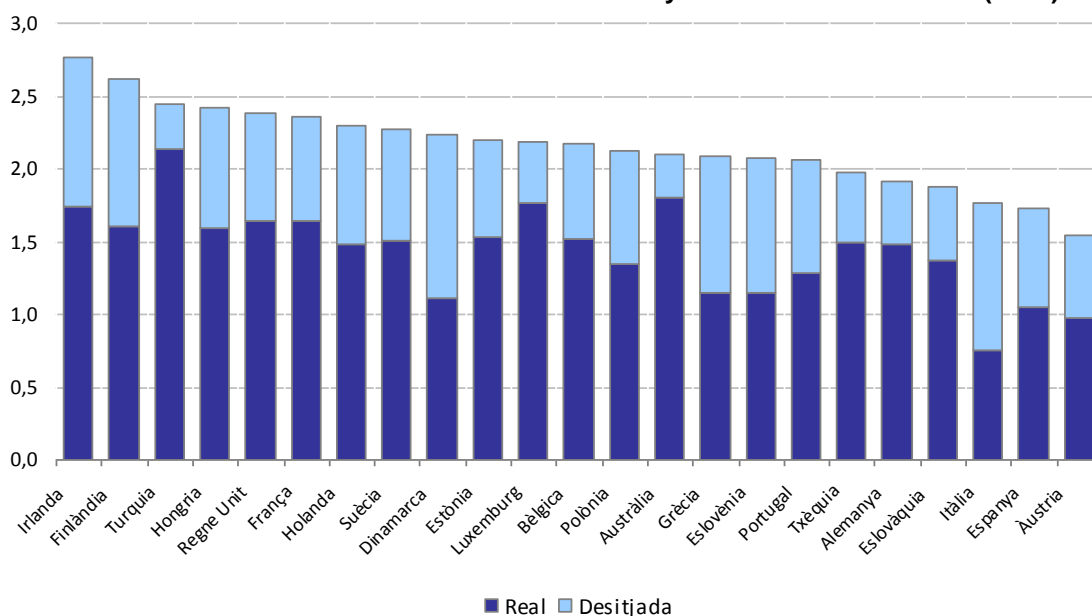
reducido, también hay factores que impiden que los ciudadanos puedan cumplir sus objetivos de fertilidad.

Cuadro 2.1 El *child gap* en España y Cataluña

La existencia del *child gap* —diferencial entre la fertilidad deseada y la real— está en la base de las justificaciones teóricas de las políticas de promoción de la fertilidad. En virtud de este diferencial, el objetivo de las políticas no es interferir en las preferencias de los individuos acerca de la formación de una familia, sino eliminar las barreras que impiden a las personas tener tantos hijos como deseen (las cuales son fruto, a menudo, de los efectos colaterales de otras políticas públicas).

No obstante, la interpretación de este diferencial no está libre de controversias. Por una parte, como se explica en el cuadro 1.1, el indicador coyuntural de fertilidad de un año determinado puede no indicar correctamente la fertilidad real, y estar sesgada por una tendencia a posponer la maternidad. Por otra parte, las respuestas que se ofrecen en una encuesta sobre el número de hijos deseados pueden reflejar normas sociales (en lugar de lo que el encuestado realmente considera como el número ideal), o bien anticipar las dificultades para tener un número de hijos más elevado. Además, las respuestas tienden a ser muy volátiles, ya que varían con la edad y el número de hijos previos. En un esfuerzo por corregir este último problema, la OCDE ha realizado una estimación de la fertilidad deseada basada en preguntar a las mujeres de 25 a 39 años cuántos hijos adicionales querrían, contando los que ya tenían. El resultado de esta estimación se recoge en el gráfico 2.1 y muestra dos rasgos interesantes: primero, que la existencia del diferencial es común en todos los países de la OCDE, aunque con magnitudes muy variables. Segundo, que en algunos países la fertilidad deseada está ya por debajo de los dos hijos por mujer, entre ellos, España, con un 1,73. Esto quiere decir que la eliminación del diferencial no implicaría, por sí sola, lograr una fertilidad por encima del nivel de reposición.

Gráfico 2.1 El diferencial entre la fertilidad real y la deseada en la OCDE (2006)



Fuente: OCDE (2011), a partir de datos del Eurobarómetro, 2006.

En Cataluña, el único cálculo del diferencial del que tenemos conocimiento es el realizado por Flaquer (2009) sobre los datos de la *Encuesta de condiciones de vida y hábitos de la población de Cataluña* de 2006. Flaquer encuentra que el número de hijos deseados está alrededor de 2,4 hijos por mujer, unos 0,8 por encima de la fertilidad real. El número de hijos deseados y el tamaño del diferencial varían según el nivel de instrucción de las mujeres: cuanto menor es el nivel de instrucción, mayor es el número de hijos deseados y menor el diferencial. Así, las mujeres sin estudios tienen casi todos los hijos que desean (97,3 %), mientras que las mujeres con estudios superiores tienen solamente el 43,6 %.

2. **El coste de los niños:** la segunda perspectiva teórica que explica el declive de la fertilidad proviene de la microeconomía, y considera la fertilidad como el resultado de una decisión racional en la que los potenciales progenitores ponderan los costes y los beneficios de tener hijos para maximizar su utilidad, en función tanto de sus preferencias como de las restricciones que les impone su renta. Desde esta perspectiva, el declive de la fertilidad respondería fundamentalmente a un incremento generalizado de los costes de tener hijos, lo cual, a su vez, reduciría su «demanda». Este incremento de los costes se debería a:

- Los costes directos que se derivan del consumo de bienes y servicios asociados a los niños (comida, ropa, guardería, educación, vivienda más grande), que según algunas estimaciones suman entre el 15 y el 30 % del presupuesto de una pareja equivalente sin hijos (OCDE, 2011).
- Los costes de oportunidad en que incurren los progenitores por el hecho de dedicar tiempo a la atención de sus hijos. En la medida en que esta dedicación suponga dejar de trabajar, trabajar menos horas o debilitar de alguna manera la carrera profesional del progenitor, los hijos implican un coste en términos de renunciar a rentas del trabajo presentes y futuras. Mientras se mantengan las desigualdades entre géneros en el hogar, estos costes de oportunidad afectan primordialmente a las mujeres. A este respecto, Sigle-Rushton y Waldfogel (2007) estiman que el valor de la penalización que supone tener dos hijos a los 25 y 27 años para una mujer que trabaja supone entre el 58 y el 54 % de la renta acumulada en la vida en Alemania y en los Países Bajos, el 32 % en el Reino Unido y entre el 11 y el 20 % en Finlandia, Noruega, Suecia y los Estados Unidos.

Una de las implicaciones más importantes de esta teoría es que los costes de tener un hijo son mayores cuanto más grande es el capital humano de la mujer: cuanto mayor es el nivel de formación, más elevado tiende a ser su salario actual y potencial, y más elevado es el coste de oportunidad de no trabajar y/o de dejar de avanzar en la carrera profesional para poder atender al hijo. Por una parte, esto explica que la fertilidad haya caído desde mediados de los años sesenta o setenta (según el país) a medida que aumentaba el nivel formativo y las oportunidades laborales de las mujeres y, por consiguiente, los costes de oportunidad de los hijos. Por otra, la teoría es coherente con la menor fecundidad relativa de las mujeres con una renta y/o nivel de estudios mayor observada en muchos países industrializados. Finalmente, explica la tendencia

a postergar la maternidad hasta edades más avanzadas, cuando la carrera profesional de las mujeres está más consolidada y el efecto sobre sus expectativas profesionales y salariales es más pequeño.

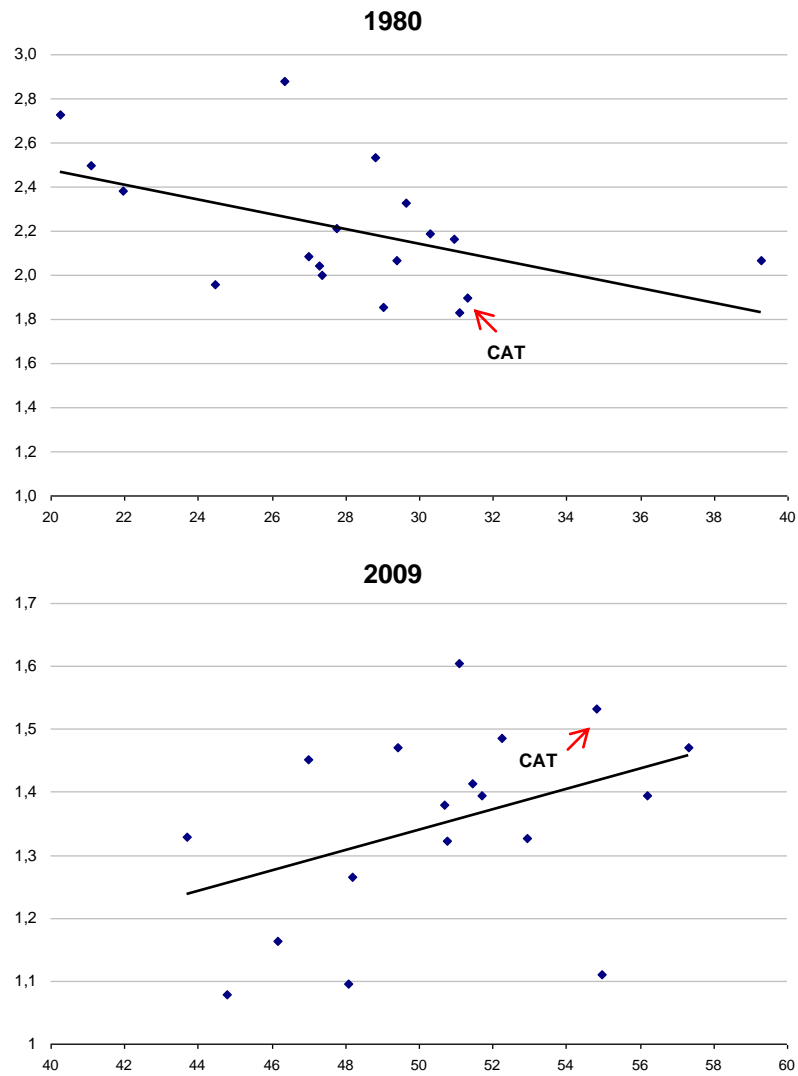
No obstante, esta teoría presenta algunas deficiencias para explicar el cambio de tendencia observado en los últimos años, según el cual las mujeres con mayor formación y mejores trabajos presentan una mayor fecundidad relativa en determinados países. Así, Forssen y Ritakallio (2006) encuentran evidencias en Dinamarca, Finlandia, Suecia y Bélgica (pero no en Alemania ni en Francia) de que la proporción de mujeres de 36 a 46 años que no había tenido ningún hijo era menor entre las mujeres que habían alcanzado un mayor nivel educativo que entre las menos formadas, a pesar de que la primera maternidad del primer grupo era más tardía. Baizan (2007) muestra que en el Reino Unido e Italia, y de forma no estadísticamente significativa en España, las madres (con al menos un hijo) con educación universitaria tienen más probabilidades de tener un hijo adicional que el resto, mientras que las madres con contratos temporales tienen una probabilidad sustancialmente menor que las que tienen un contrato indefinido. Además, los estudios comparativos entre países muestran que la relación entre la participación femenina en el mercado laboral y la fertilidad, que había sido tradicionalmente negativa, se ha revertido: la fertilidad es ahora más alta donde las mujeres trabajan más y no al contrario, como podría preverse si el mayor determinante fuera el coste de oportunidad de los hijos (véanse a continuación los gráficos 2.2 y 2.3 de comparación entre comunidades autónomas y entre países de la OCDE).

A pesar de estas limitaciones, esta perspectiva teórica es más relevante que la anterior en lo que respecta al diseño de políticas de fomento de la fertilidad, ya que los costes derivados de tener hijos, tanto los directos como los de oportunidad, son susceptibles de ser reducidos por medio de la compensación (a través de transferencias económicas y deducciones fiscales por niño a cargo), así como de intervenciones que reduzcan la necesidad y el efecto de interrumpir la actividad laboral para cuidar de un hijo (como los permisos de maternidad y paternidad, la provisión de servicios de guardería o la racionalización de los horarios laborales). La efectividad de este tipo de política dependerá del grado en el que los costes sean, efectivamente, un determinante relevante de la fertilidad, así como de la capacidad de las intervenciones públicas para alterarlos sustancialmente.

3. **Los riesgos sociales:** algunos autores han sugerido que la baja fertilidad podría no estar tan motivada por las crecientes oportunidades laborales de las mujeres (y los consiguientes costes de oportunidad de la maternidad), sino, precisamente, por la falta de oportunidades de los jóvenes, que derivan en una inseguridad vital poco compatible con la maternidad. En este sentido, Esping-Andersen (2007) destaca que el síndrome de la posposición —explicado en la sección anterior— estaría motivado por dos factores causales bien distintos: uno, la tendencia a demorar la vida independiente y el matrimonio por factores culturales y de cambio del rol social de la mujer, y dos, los riesgos sociales que

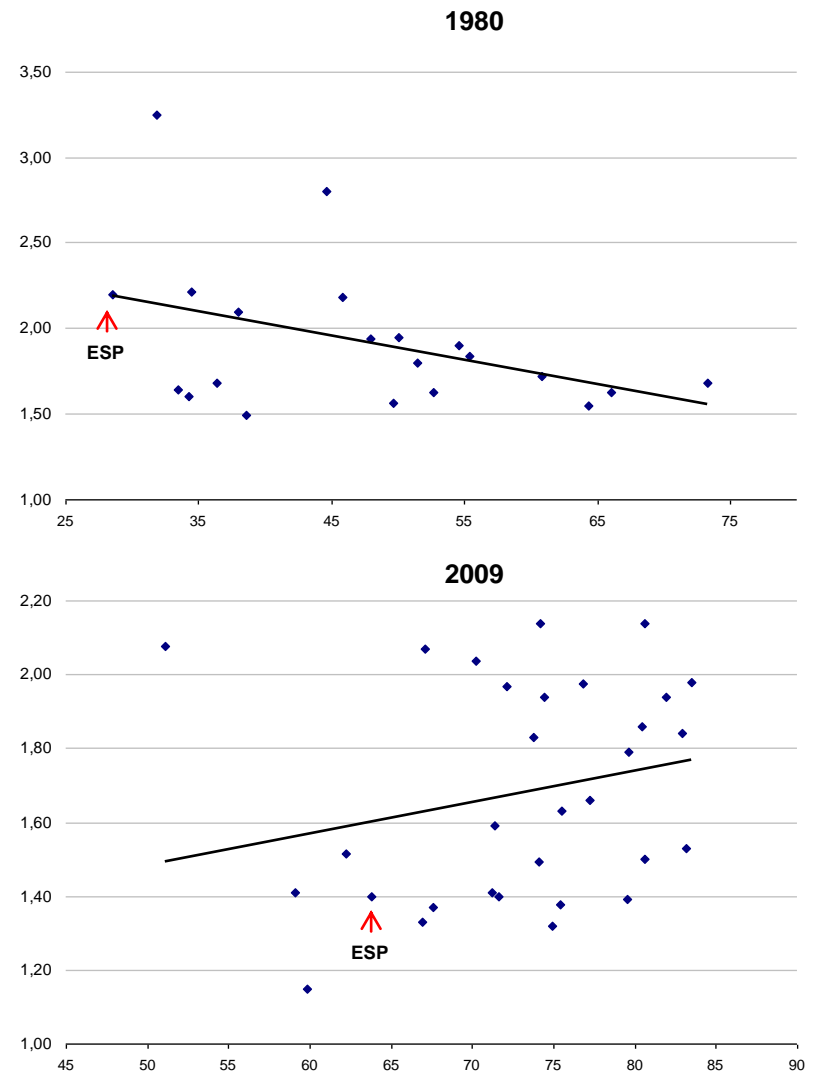
afectan a buena parte de los jóvenes, entre los que destacan la precariedad laboral, el desempleo juvenil y las dificultades de acceso a la vivienda, los cuales explicarían determinados desplomes históricos de la fertilidad (como el de la década de 1930), así como la intensidad de la caída de la fertilidad en los países del sur y del este de Europa en las últimas décadas. En la actualidad, argumenta Esping-Andersen, el nexo causal entre los factores de inseguridad y la fertilidad no pasaría tanto por la situación laboral del hombre, como ocurría en el pasado, sino por la de la mujer, a la vista de la voluntad mayoritaria de las mujeres de desarrollar su propia carrera profesional y conseguir la autonomía económica.

Gráfico 2.2 Asociación entre la tasa de actividad femenina y el indicador coyuntural de fertilidad de las comunidades autónomas



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

Gráfico 2.3 Asociación entre la tasa de actividad femenina y el indicador coyuntural de fertilidad de los países de la OCDE



Fuente: elaboración propia a partir de datos de la OCDE (2011)

Coherentemente con esta perspectiva, Baizan (2007) muestra que en el Estado español, un contrato temporal (respecto a uno indefinido), a igualdad de otras características de las madres, reduce significativamente la probabilidad de tener un hijo adicional. Por otra parte, la asociación positiva entre la participación laboral femenina y la tasa de fertilidad observada en los gráficos 2.2 y 2.3 podría estar indicando, precisamente, que allá donde las mujeres tienen más oportunidades para acceder al mercado laboral y conseguir un nivel mínimo de seguridad económica, las barreras a la maternidad son menores (aunque la interpretación de la asociación entre dos variables es ambigua, y la explicación podría consistir en que las mujeres con más hijos tienen mayor necesidad de trabajar, o que hay una tercera causa que explica ambos fenómenos como, por ejemplo, unas mejores políticas de conciliación).

En la medida en que los riesgos sociales sean un determinante relevante de la baja fertilidad, las intervenciones públicas más adecuadas no deberían pasar por las políticas de familia, sino por los ámbitos de la educación, el mercado laboral, la protección de la desocupación y el mercado de la vivienda.

4. **Las asimetrías en las relaciones de género:** algunos autores han sugerido que la intensidad del declive de la fertilidad en los países mediterráneos podría estar causada por el conflicto entre el nuevo rol y preferencias de las mujeres y la persistencia del modelo de familia tradicional basado en la asimetría de roles entre géneros. A este respecto, la decisión de una mujer de ser madre (o de volver a serlo) podría depender del grado de participación del padre (real o esperado) en la atención de los hijos, con lo que la preeminencia de ciertos valores familiares tradicionales estaría actuando en contra de la fertilidad (McDonald, 2002; Esping-Andersen, 2007). A favor de esta teoría, algunos estudios en países escandinavos muestran que la participación del padre en la atención del primer hijo (y más específicamente, acogerse al permiso de paternidad) está significativamente asociada a la probabilidad de una segunda maternidad (Duvander y Andersson, 2003). Resulta incierto, sin embargo, en qué grado pueden contribuir las políticas públicas a suavizar este conflicto.

3. ¿Pueden las políticas públicas incrementar la fertilidad?

Vistos los determinantes de la fertilidad, ¿pueden las políticas públicas hacer más fácil (o menos costoso) tener hijos? En tal caso, ¿qué instrumentos son los más efectivos y sobre qué grupos de población tienen un mayor efecto? La formulación de políticas públicas explícitamente dirigidas a facilitar la fertilidad se ha ido extendiendo entre los países industrializados, a medida que se han hecho más evidentes las consecuencias inciertas de una baja fertilidad sobre la viabilidad del estado del bienestar y desde que se han definido las intervenciones con el objetivo de eliminar las barreras que encuentran las personas para realizar sus deseos de fertilidad. El grado de adaptación de las instituciones a los cambios en las aspiraciones de las mujeres en cuanto a la educación, la ocupación y los derechos reproductivos puede ser considerado un determinante de la fertilidad de propio derecho, y es, posiblemente, el factor causal más importante que subyace al incremento de la fertilidad en determinados países a partir de los años noventa.

En este capítulo nos preguntamos en qué consisten estas adaptaciones y qué políticas consiguen hacer el estado del bienestar más sensible a las necesidades de las personas que quieren formar familias, si bien la relativa novedad de este objetivo en las políticas públicas, así como la complejidad y diferente susceptibilidad a la intervención pública de los múltiples determinantes de la fertilidad dificultan las respuestas. Abordamos primero la cuestión sobre qué hacen los gobiernos para intentar facilitar la fertilidad y, a continuación, qué es lo que parece funcionar mejor a la vista de la evidencia empírica acumuladas hasta la fecha.

3.1 ¿Qué hacen los gobiernos para incrementar la fertilidad?

La mayoría de las intervenciones públicas de fomento de la fertilidad no son intervenciones genuinamente nuevas, sino un desarrollo de políticas de apoyo a las familias preexistentes, a las que se ha incorporado el objetivo del incremento de la fertilidad (añadiéndolo a otros, como la protección y la garantía de igualdad de oportunidades de la infancia, la conciliación de la vida laboral y familiar o la igualdad de géneros; véase el cuadro 3.1):

- 1) El **apoyo económico a las familias con niños**, dirigido a compensar parte de los costes asociados a los niños. De acuerdo con la teoría económica, abaratar la opción de tener un hijo debería aumentar su «demanda» y, por tanto, la fertilidad. Las políticas de apoyo económico se dividen en dos grandes categorías:
 - Las **prestaciones económicas por hijos a cargo**, que implica la transferencia de una ayuda monetaria a las familias, cuya cantidad y duración suele variar según la edad de los hijos, la estructura del hogar,

el número de hijos previos, la renta del hogar, la edad de la madre y/o la situación laboral de los progenitores (generalmente de la madre). En algunos países adoptan la forma de un único pago al nacer el niño (conocido como *baby bonus* o *cheque-bebé*), mientras que en otros implica el abono de una cantidad periódica (generalmente anual o mensual) hasta que el niño tiene una edad determinada.

Cuadro 3.1 La multiplicidad de objetivos de las políticas de apoyo a las familias

Las políticas de apoyo a las familias, como las prestaciones por niño a cargo, los servicios para la atención de los niños y las medidas para facilitar la conciliación no suelen tener como único objetivo facilitar la fertilidad. De hecho, el objetivo natalista a menudo no es explícito, aunque la influencia potencial de estas políticas públicas sobre las decisiones reproductivas de la población está clara. Entre los objetivos complementarios de las políticas de familia destaca la protección de la infancia, la garantía de la igualdad de oportunidades de los niños y la igualdad de oportunidades entre hombres y mujeres.

El apoyo económico a las familias (más allá de «abaratar» el coste de los niños y aumentar su cantidad) suele tener por objetivo mejorar la calidad de tenerlos, mediante acciones que facilitan a las familias la adquisición de bienes y servicios relacionados con el bienestar material de sus hijos (ropa, comida) o con su desarrollo cognitivo (libros, guarderías). En la medida en que estas ayudas tienen la renta como condicionante, el objetivo suele centrarse en garantizar el bienestar de los niños de las familias más vulnerables. En ocasiones, el apoyo económico se condiciona de forma combinada con un nivel de renta bajo, como la participación laboral de las madres, para así incrementar la inserción laboral de los beneficiarios de los programas de protección social, prevenir que la maternidad provoque la desconexión del mercado laboral e incrementar la renta de los hogares pobres por el efecto combinado del salario y la ayuda económica (y mejorar, por consiguiente, el bienestar de los niños).

Existe un medio alternativo por el cual las ayudas económicas pueden incrementar el bienestar de los niños: las familias pueden emplear la ayuda para comprar tiempo libre y quedarse en casa con ellos (es decir, emplear el apoyo económico para alargar el permiso de maternidad o paternidad más allá del periodo remunerado, o quedarse más tiempo sin buscar trabajo). De hecho, las conclusiones de González (2011) indican que este fue el principal efecto del cheque-bebé de 2.500 euros introducido en España en el año 2007: el gasto en bienes y servicios relacionados con los niños no varió, pero se incrementó el tiempo que pasaba la madre con el niño. En la medida en que esta dedicación adicional en el primer año de vida revierte en el bienestar del niño (en comparación con otras formas de atención), este impacto será positivo. Por el contrario, si alargar este periodo de salida al mercado laboral compromete la futura participación laboral de la madre, puede llegar a implicar una reducción de la renta familiar a medio y largo plazo.

De forma similar, la universalización de la educación en la primera infancia mediante el acceso gratuito o a precios reducidos a las guarderías suele tener el doble objetivo de facilitar la participación laboral de los progenitores (para evitar que los hijos comprometan las opciones laborales de los progenitores) y promover el desarrollo cognitivo de los niños. Sobre este punto existe mucha literatura que corrobora la importancia que tiene la educación en la primera infancia sobre el éxito educativo posterior.

- Las **deducciones fiscales por hijo a cargo**, que suelen variar según los mismos parámetros que las prestaciones económicas. La vinculación de esta forma de apoyo económico al impuesto sobre la renta suele condicionar su percepción a la participación en el mercado laboral de al menos uno de los progenitores. En ocasiones, sin embargo, las deducciones fiscales son reintegrables, de tal manera que los declarantes con hijos a cargo pueden tener derecho a una devolución superior a lo que tengan que pagar en concepto de renta (es decir, las familias pueden cobrar el 100 % de la prestación aunque no tengan trabajo o aunque la cantidad de la prestación supere sus obligaciones fiscales). En estos casos, las deducciones son conceptualmente análogas a las prestaciones económicas, y tan solo varía el mecanismo de pago.

En la tabla A.1 del Apéndice, se recogen las prestaciones y deducciones fiscales reintegrables vigentes en el año 2007 en los países de la OCDE. En más de la mitad de los países, las prestaciones son universales y las cantidades percibidas son independientes de la renta familiar, si bien en la mayoría de países varía según la edad y el orden del niño. Los países en los que la prestación universal es más generosa son Hungría, Irlanda y Luxemburgo, donde la transferencia para una familia con un hijo excede el 5 % del sueldo medio nacional. Por otra parte, en la tabla 3.1 se muestra cómo entre 1980 y 2007 el gasto público respecto al PIB en estos dos tipos de ayuda ha disminuido un 24,5 % de media en el conjunto de los países de la OCDE. No obstante, la tendencia entre países es bastante dispar: en más de la mitad se ha reducido, incluyendo el Estado español, siendo los Estados Unidos y los Países Bajos donde la reducción ha sido más drástica. Por el contrario, en nueve países, el peso de las prestaciones y créditos fiscales reintegrables a las familias ha aumentado, hasta más del doble de la referencia de 1980 en el caso de Australia y Japón.

- 2) Los **servicios para la atención de los niños gratuitos o subvencionados**. Fundamentalmente se trata de servicios formales de guardería para la primera infancia y actividades fuera del horario escolar, proporcionados mediante fórmulas de provisión pública directa o concertada con el sector privado o no lucrativo. La provisión de estos servicios pretende evitar que las parejas se encuentren en la disyuntiva de tener que renunciar a sus deseos de fertilidad o a sus expectativas laborales, o a condicionar su decisión a la disponibilidad de apoyos familiares que permita hacer compatibles ambas opciones. En tanto que ayudan a hacer compatible la maternidad con la participación en el mercado laboral, estos servicios reducen los costes de oportunidad asociados a los niños y, al menos teóricamente, deberían incrementar su demanda. En ausencia de intervención pública, el coste de estos servicios en el mercado privado tiende a ser inasequible para una parte sustancial de la población, y puede ser concebido como un impuesto regresivo implícito sobre las rentas del trabajo de las familias, ya que el coste representa una proporción mayor de la

renta cuanto más bajo es el salario (Esping-Andersen, 2007). De acuerdo con los datos de la OCDE, España ocupa una posición singular en relación con los servicios de atención a los niños para los menores de tres años, ya que combina una tasa de uso relativamente elevada (37,5 % en 2008, superior a la media de la OCDE (con un coste medio de los servicios para las familias excepcionalmente elevado (30,3 % del salario medio, si esta cifra, la última disponible, es del año 2004) (OCDE, 2010).

Tabla 3.1 Gasto público en prestaciones y deducciones fiscales reintegrables por niño a cargo respecto al PIB (OCDE)

País	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2006	2007	2007 respecto a 1980
Austria	2,37	2,05	1,78	1,95	1,99	2,20	2,09	1,97	-16,9 %
Luxemburgo	1,38	1,14	1,26	1,64	1,95	1,99	1,88	1,77	28,3 %
Australia	0,62	0,60	0,59	1,11	2,17	1,96	1,83	1,65	166,1 %
Bélgica	2,77	2,39	1,96	1,91	1,67	1,48	1,46	1,43	-48,4 %
Nueva Zelanda	1,32	1,00	0,94	0,79	0,90	0,89	1,32	1,37	3,8 %
Irlanda	0,79	0,94	0,82	0,77	0,75	1,30	1,28	1,30	64,6 %
Francia	1,78	1,98	1,15	1,20	1,08	1,04	1,04	1,02	-42,7 %
Suiza	1,01	0,97	0,88	1,03	1,01	1,02	0,98	0,95	-5,9 %
Dinamarca	0,82	0,52	0,94	0,99	0,99	0,99	0,95	0,94	14,6 %
OCDE Media	1,06	0,94	0,87	0,95	0,89	0,85	0,83	0,80	-24,5 %
Alemania	1,42	0,98	0,76	0,95	0,97	1,07	0,78	0,80	-43,7 %
Finlandia	0,73	0,73	0,77	1,54	1,05	0,91	0,86	0,79	8,2 %
Reino Unido	1,30	1,30	0,83	0,88	0,91	0,77	0,75	0,75	-42,3 %
Suecia	0,90	0,91	0,85	0,94	0,84	0,78	0,80	0,75	-16,7 %
Noruega	0,90	0,90	1,20	1,24	0,85	0,74	0,66	0,64	-28,9 %
Islandia	1,36	1,11	0,57	0,55	0,57	0,63	
Canadá	0,57	0,51	0,40	0,63	0,65	0,67	0,64	0,62	8,8 %
Países Bajos	1,93	1,69	1,13	0,97	0,71	0,62	0,60	0,59	-69,4 %
Portugal	0,54	0,52	0,40	0,42	0,38	0,45	0,44	0,44	-18,5 %
Polonia	1,39	0,64	0,51	0,54	0,43	0,42	
Grecia	0,27	0,26	0,27	0,63	0,46	0,44	0,42	0,41	51,9 %
Italia	0,84	0,66	0,49	0,27	0,40	0,36	0,34	0,39	-53,6 %
Japón	0,15	0,14	0,10	0,11	0,15	0,23	0,27	0,30	100,0 %
Rep. Checa	1,58	0,87	0,58	0,38	0,34	0,29	
España	0,38	0,18	0,09	0,14	0,14	0,23	0,22	0,22	-42,1 %
Chile	0,45	0,32	0,33	0,24	0,22	0,21	
EE. UU.	0,46	0,37	0,22	0,30	0,14	0,12	0,11	0,10	-78,3 %

Fuente: elaboración propia a partir de datos de la OECD Family Database

- 3) **La regulación y el fomento de la conciliación en el lugar de trabajo.** Incluye, por una parte, la regulación y cobertura de los periodos de permiso remunerado por maternidad y paternidad, los cuales están extendidos internacionalmente, pero difieren sustancialmente en términos de duración máxima, porcentaje del salario cubierto y flexibilidad (incorporando, por ejemplo, la posibilidad de reducir jornada, de prolongar el permiso con un periodo no remunerado o de distribuir el permiso entre los dos progenitores). Por otra parte, incluye la promoción de condiciones flexibles en el lugar de trabajo para facilitar la conciliación de las responsabilidades laborales y familiares, como la flexibilidad en el horario de trabajo, la racionalización de los horarios para evitar el conflicto con las responsabilidades familiares, los permisos de corto plazo para hacer frente a contingencias derivadas de la atención de los niños y, en general, las medidas que reducen en el lugar de trabajo las barreras innecesarias a la conciliación entre la atención a los niños y la participación laboral. En tanto en cuanto estas medidas contribuyen a evitar que la formación de una familia comprometa el mantenimiento y desarrollo de la carrera profesional de los progenitores, deberían reducir los costes de oportunidad de los niños e incrementar la fertilidad.

- 4) **Actuaciones de difusión y promoción** de los beneficios individuales y colectivos derivados de los niños, con el fin de emitir el mensaje de que los niños son un bien colectivo y que los que deciden tenerlos recibirán el apoyo de las administraciones y la sociedad. Este tipo de actuaciones puede incluir tanto campañas de comunicación como fórmulas de apoyo indirectas o simbólicas, como la programación de actuaciones culturales y de ocio para niños o descuentos en el uso de los servicios públicos para las familias con niños. Se espera que su efecto sobre la fertilidad llegue a través de un cambio a largo plazo del etos de la sociedad en relación con el cuidado de los niños (Sleeboos, 2003)

- 5) **Cobertura pública de las técnicas de reproducción asistida.** Dado que la reducción de la fertilidad se debe, al menos en parte, a la posposición de la reproducción hasta edades en las que la infertilidad biológica es más prevalente, facilitar el acceso a las técnicas de reproducción asistida se convierte en un posible mecanismo para incrementar las tasas de fertilidad. En este caso, no se trata de reducir los costes derivados de tener un niño, sino de hacer posible que las decisiones de tener hijos deriven, efectivamente, hacia la concepción y nacimiento de niños (OCDE, 2011).

Cuadro 3.2 ¿Es posible saber qué funciona para incrementar la fertilidad?

La evidencia acumulada sobre la efectividad de las políticas públicas para incrementar la fertilidad es relativamente escasa y de discutida solidez, ya que se trata de un tipo de investigación que tiene que enfrentarse a retos metodológicos nada despreciables:

- La variable utilizada para medir el éxito de las intervenciones suele ser el indicador coyuntural de fertilidad, el cual es muy sensible a los cambios en el «tempo» de la maternidad. Por este motivo, hay que esperar a que transcurran bastantes años antes de poder distinguir si el impacto de una política supone un incremento real del número de hijos por mujer al final de su ciclo fértil o solamente consigue que se tengan hijos a edades más tempranas.
 - La medida del apoyo a las familias con hijos como variable explicativa de la fertilidad suele ser compleja. El apoyo público suele adoptar formas muy diversas (prestaciones económicas, deducciones fiscales, subvenciones a los servicios para los niños) con reglas cambiantes (según la edad del niño y la renta, estructura o tamaño del hogar), de modo que resulta difícil caracterizar este apoyo, así como aislar el efecto de una determinada política respecto a otros cambios en el conjunto de formas de apoyo público.
 - Existen relaciones de causalidad cruzada entre las decisiones reproductivas y la situación laboral y económica de los miembros de los hogares. La fertilidad puede estar determinada por factores laborales, económicos y de estructura del hogar y, al mismo tiempo, la proclividad de las mujeres a la fertilidad puede determinar decisiones previas formativas, laborales y de formación del hogar. En la medida en que se confunden causas y efectos, la estimación de impactos de las políticas se hace más compleja y susceptible a sesgos.
 - La relación entre una determinada intervención pública y el impacto sobre la fertilidad no es inmediata. Es muy probable que requiera un lapso de tiempo de magnitud no conocida hasta influir en las decisiones de las parejas y hasta que estas decisiones se materialicen. Este lapso, además, puede depender de la interacción con otros fenómenos o políticas.
 - La disponibilidad de paneles de datos individuales que siguen a los mismos individuos a lo largo de periodos largos de su vida (idealmente desde antes de llegar a la edad reproductiva) sigue siendo bastante baja. En ausencia de este tipo de fuente de información, los diseños de las evaluaciones son más vulnerables a la producción de resultados sesgados.
-

3.2 ¿Funcionan las prestaciones por niño a cargo?

En la tabla 3.2 se recogen los nueve estudios de evaluación identificados sobre programas de apoyo económico a las familias con niños a cargo, se describe el tipo de ayuda evaluado y el país donde se ha aplicado, además de aportar un resumen de los resultados.

En síntesis, las evaluaciones identificadas ofrecen una respuesta poco concluyente a la pregunta que da título a esta sección. Una serie de estudios tiende a identificar un impacto positivo y estadísticamente significativo, pero pequeño, de las ayudas económicas sobre los indicadores de fertilidad. Además, este impacto parece estar más asociado con un efecto sobre el adelanto del momento de la maternidad que sobre el incremento genuino del número total de hijos por mujer. Por ejemplo, Gauthier y Hatzius (1997) estiman que un incremento del 25 % del importe de las prestaciones respecto al valor medio de los países de la OCDE produciría un aumento de 0,07 hijos por mujer. Drago et al. (2009) estiman un pequeño impacto significativo del cheque-bebé en Australia, de modo que cada nacimiento adicional causado por la prestación tiene un coste de entre 90.000 y 300.000 euros, lo cual les lleva a señalar la conveniencia de considerar políticas alternativas. Boccuzzo et al. (2008) estiman un crecimiento de entre el 2 y el 3 % del número de nacimientos en Friuli-Venezia Giulia, pero no descartan que parte de este efecto se deba a que las mujeres se convierten en madres a edades más tempranas. Más pesimista es el análisis de diversos países europeos realizado por Kaljiw (2010), el cual estima que un incremento del 10 % en el gasto en las prestaciones por niño a cargo no tendría ningún impacto ni sobre el calendario de la maternidad ni sobre la fertilidad completada.

Por el contrario, otros estudios han llegado a la conclusión de que las prestaciones tienen efectos positivos de magnitud sustancial. Destacan Cohen et al. (2007) que encuentran que la prestación de Israel incrementó la fertilidad del país en un 7,8 %. En Quebec, Milligan (2005) estima un incremento del 12 % en la fertilidad asociado a una prestación concentrada en los hijos de orden tres y superior. Laroque y Salanie (2008) simulan que un incremento del apoyo económico a las familias con niños equivalente a 150 euros por niño al mes conduciría a un incremento de la fertilidad francesa del 14 % (0,3 hijos por mujer).

¿Por qué no es más claro el efecto de las prestaciones sobre la fertilidad? Thévenon y Gauthier (2011) y Kaljiw (2010) piensan que las razones radican, primero, en que las prestaciones económicas subvencionan los costes directos, pero tienen un efecto muy débil sobre los costes de oportunidad de la maternidad, los cuales parecen tener un peso sustancialmente mayor en las decisiones reproductivas. Segundo, incluso en lo que respecta a los costes directos, el importe de las prestaciones en la mayoría de países es bastante modesto y cubre una proporción pequeña de los costes derivados de los niños, y únicamente de sus primeros años de vida. En este sentido, hay que destacar que los tres estudios que identifican impactos de mayor magnitud corresponden a países con prestaciones particularmente generosas. Hay que tener en

cuenta, por otra parte, que la disparidad de las conclusiones de los distintos estudios, más allá de explicarse por diferencias metodológicas en las evaluaciones, pueden estar indicando tanto los efectos diferenciales según el diseño de la prestación (importes, duración, complementos, forma de pago, criterios de elegibilidad, estabilidad de la ayuda a lo largo del tiempo, etc.), como las diferencias existentes entre países en lo que respecta a otros factores que afectan a las decisiones reproductivas. No existe, necesariamente, un solo tipo de política pública que funcione universalmente bien en cualquier momento y contexto. Por otra parte, es posible que los impactos sobre la fertilidad sean relativamente pequeños para el conjunto de una población, pero más importantes para un grupo específico. En primer lugar, hay motivos teóricos para anticipar que las prestaciones económicas deberían de tener un impacto más grande en las familias con hijos previos, dado que:

- Se acepta generalmente que el coste marginal de un hijo decrece a medida que el número de hijos aumenta. Por ejemplo, Milligan (2005) estima que el coste de un primer hijo para los canadienses es de 7.935 dólares canadienses, de 6.348 al tener el segundo hijo y de 5.324 al tener el tercero. Dado que el coste es decreciente, el pago de una cantidad fija por hijo adicional debería de generar un impacto más elevado para los hijos de orden superior.
- En varios países, el propio diseño de la prestación no prevé una cantidad fija, sino que aumenta con los hijos de orden superior (Francia, Suiza).
- Las familias pueden desconocer la existencia de la prestación hasta que nace su primer hijo. En estos casos, la ayuda solamente actúa de incentivo para las decisiones reproductivas a partir del segundo hijo.

A pesar de ello, la evidencia acumulada sobre este efecto diferencial no es nada concluyente. Gauthier y Harzius (1997) concluyen que el efecto es más grande sobre la decisión de tener un primer hijo. Por el contrario, Milligan (2005) concluye que el impacto crece con el orden de los hijos. Laroque y Salanie (2008) encuentran que el efecto es significativo para la decisión de tener primeros y terceros hijos, e insignificante para la decisión de tener un segundo, y a una conclusión similar llegan también Azmat y González (2010). Boccuzzo et al. (2008) y Bonoli (2008) estiman que el impacto es especialmente grande para quien ya tiene dos hijos previos, mientras que Drago et al. (2009) ven que el efecto es significativo para quien ya tiene al menos un hijo.

En segundo lugar, el impacto de la prestación debería de ser superior para los hogares con un nivel de renta menor, ya que en estos casos los costes directos e indirectos de tener un hijo suelen ser menores y, por tanto, la prestación representa un porcentaje mayor sobre estos costes. Esto ocurre tanto porque el gasto en bienes y servicios en niños es menor como porque los costes de oportunidad asociados a la maternidad son inferiores para las mujeres con un nivel formativo más bajo y para las laboralmente inactivas (ya que la pérdida de renta asociada es menor o inexistente). En este caso, los resultados de las evaluaciones revisadas son más coincidentes con la teoría.

Cohen et al. (2007) identifican un efecto más importante entre las mujeres con una renta menor, y Boccuzzo et al. (2008) y Azmat y González (2010) entre las que tienen un nivel formativo inferior. Por el contrario, otros estudios no identifican efectos diferenciales según las características sociodemográficas de la madre o el hogar; Milligan (2005) encuentra incluso que el impacto es sustancialmente mayor para las familias con más renta.

Tabla 3.2 Evaluaciones de prestaciones y deducciones fiscales reintegrables por niño a cargo

Autores	País	Tipo de ayuda	Unidad	Resultados	Diferencias por grupos
Gauthier y Hatzius (1997)	22 países de la OCDE	Prestaciones económicas a las familias por hijos a cargo en el periodo 1970-1990.	Países	Impacto positivo y estadísticamente significativo de las ayudas, pero bastante pequeño: un incremento del 25 % respecto al valor medio de las ayudas implicaría un incremento medio de 0,07 hijos por mujer a largo plazo.	La prestación tiene un efecto más grande sobre la decisión de tener un primer hijo que sobre los hijos de orden superior.
Milligan (2005)	Quebec	<p>Prestación universal por hijo a cargo, iniciada el año 1988. Para los primeros hijos, la prestación era de 500 dólares canadienses en el momento del nacimiento, para los segundos hijos se le añadió un segundo pago de 500 dólares en el momento del primer aniversario, y para los terceros y posteriores de 8.000 (a partir de 1992), distribuidos en 20 pagos trimestrales de 400 dólares canadienses. Estas cantidades implicaban el 1,3 % de los costes medios de los primeros cinco años de un primer hijo, el 3,2 % del segundo y el 30,1 % de los terceros y posteriores.</p> <p>La prestación fue eliminada el año 1997 y sustituida por un incremento de las subvenciones a los servicios de atención a los niños (especialmente guarderías), sobre la percepción de que no había tenido un impacto positivo sobre la fertilidad.</p>	Individuos	<p>Impacto positivo y de magnitud considerable sobre la fertilidad: un incremento del 12 % de la fertilidad media.</p> <p>El estudio estima que un aumento de 1.000 dólares canadienses en el primer año incrementaría la probabilidad de tener un hijo en un 16,9 %.</p>	<p>De acuerdo con el diseño de la prestación, el impacto crece con el orden de los hijos: un 9,8 % para los que no tienen hijos previos, un 13,1 % para los que ya tienen uno y un 24,7 % para los que tienen al menos dos hijos (correspondientes a cuatro puntos porcentuales para el primer grupo de familias y ocho puntos para los otros dos grupos).</p> <p>El efecto de la prestación es más grande para las familias con mayor renta (el efecto se triplica para familias con una renta superior a los 100.000 dólares canadienses).</p>
Cohen, Dehejia y Romanov (2007)	Israel	<p>Introducida en 1959; universal desde 1975 para hijos menores de 18 años. Consiste en una prestación mensual a las familias por cada hijo, con un valor medio para el periodo 1999-2005 de 83 dólares mensuales por hijo.</p> <p>Una reforma del año 2003 redujo sustancialmente la cuantía de las ayudas y eliminó la progresividad según el orden del hijo (la reducción más grande fue, por tanto, para las familias grandes), sin alterar las reglas de elegibilidad.</p> <p>El coste de la prestación es muy elevado para los estándares internacionales (suponía el 1,5 % del PIB de Israel en 2000; y un 0,9 % en 2004, después de la reducción). La ayuda puede llegar a constituir entre el 20 y el 30 % de la renta en los hogares pobres.</p>	Individuos	<p>Entre 1999 y 2005, la ayuda tiene un efecto significativo y de magnitud considerable sobre la fertilidad (incremento del 7,8 % asociado a la prestación).</p> <p>Con la reforma de 2003, efecto negativo sobre la fertilidad significativo y considerable (reducción de la fertilidad entre un 0,8 % y un 1,5 %).</p>	El efecto de la prestación se concentra en los hogares por debajo de la mediana de renta y los nuevos inmigrantes. No existen diferencias según el grupo religioso.

Tabla 3.2 Evaluaciones de prestaciones y deducciones fiscales reintegrables por niño a cargo (cont.)

Autores	País	Tipo de ayuda	Unidad	Resultados	Diferencias por grupos
Bonoli (2008)	Suiza	Disponibilidad de guarderías por cada 1.000 mujeres con trabajo y cantidad de la prestación por niño a cargo (progresiva según el orden del hijo).	Cantones	La asociación entre la generosidad de la prestación y la tasa de fertilidad cantonal es positiva y significativa, tanto cuando se utilizan los valores medios del periodo 2000-2003, como cuando se utiliza la variación de la tasa de fertilidad entre 1980 y 2000.	La asociación más relevante es la de la prestación por hijos de tercer orden y superiores.
Laroque y Salanié (2008)	Francia	Conjunto de prestaciones económicas, desgravaciones, deducciones y créditos fiscales, incluidas ayudas universales asociadas a la renta y a la ocupación (y excluidas las ayudas para guarderías). El sistema de ayudas a las familias con niños es particularmente generoso, y supone el 0,8 % del PIB.	Individuos	El apoyo económico a las familias con niños tiene un efecto significativo y considerable sobre la fertilidad: un incremento de 150 euros por niño al mes, el cual tendría un coste directo del 0,3 % del PIB, generaría un impacto de 0,3 puntos en el número de hijos por mujer (un 14 %), y una reducción de la participación laboral femenina de 0,5 puntos.	Los incentivos económicos tienen un efecto especialmente grande en la decisión de tener primeros y terceros hijos, e insignificante en la decisión de tener un segundo.
Boccuzzo, Caltabiano, Dalla Zuanna y Loghi (2008)	Friuli-Venezia Giulia (FVG), (Italia)	Cheque-bebé para mujeres casadas y de nacionalidad italiana; progresivo según el orden del hijo (ninguna ayuda para los primeros hijos, 3.000 euros para los segundos y 4.600 euros para los terceros y siguientes); y condicionado a un umbral de renta relativamente alto (25.803 euros para las mujeres con un hijo y 46.481 euros para las mujeres con dos o más hijos). Instituido el año 2000, y modificado en 2004, con una reducción sustancial de la cantidad de la ayuda y el umbral de renta, y ampliación de la elegibilidad a mujeres no casadas y extranjeras con cinco años de residencia en FVG.	Individuos	Impacto estimado en mil nacimientos adicionales (en cuatro años), que representaron un incremento del 2-3 % de los nacimientos totales y un 20 % respecto a los de grado tres o superiores. Los autores no descartan que el efecto pueda ser debido a un adelanto en el calendario de la maternidad, sin efectos sobre la fertilidad completada de las cohortes afectadas.	El efecto es concentrado en las mujeres con menor nivel formativo (indicador de menor renta) y con hijos previos (especialmente con dos). Sin efecto sobre las mujeres sin hijos.
Drago, Sawyer, Sheffler, Warren y Wooden (2009)	Australia	Cheque-bebé universal, de importe independiente de las características de la madre y del hogar. Iniciado a mediados de 2006 con un importe de 3.000 dólares australianos, incrementados hasta los 5.000 en 2008 (aproximadamente 3.600 euros). En 2009, una reforma introdujo un umbral de renta familiar anual de 150.000 dólares australianos. Sin embargo, corresponde al periodo previo a esta reforma.	Individuos	Incremento pequeño, pero estadísticamente significativo, de la fertilidad. La reducida medida del impacto hace que el coste marginal por niño adicional nacido por efecto de la prestación sea de entre 124.000 y 426.000 dólares australianos, según la estimación (entre 90.000 y 300.000 euros, aproximadamente), indicando la conveniencia de considerar políticas alternativas de promoción de la fertilidad.	El efecto sobre la fertilidad es mayor para las mujeres con, al menos, un hijo previo. No se detectan efectos diferenciales respecto a otras características de la madre o el hogar.

Tabla 3.2 Evaluaciones de prestaciones y deducciones fiscales reintegrables por niño a cargo (cont.)

Autores	País	Tipo de ayuda	Unidad	Resultados	Diferencias por grupos
Azmat y González (2010)	España	Reforma impositiva de 2003, por la cual: 1) Se incrementó sustancialmente la deducción por hijos a cargo (hasta los 1.400 para el primer hijo, 1.500 para el segundo, 2.200 para el tercero y 2.300 para el cuarto y siguientes, con un complemento de entre 300 y 1.200 euros para los hijos menores de 3 años), con el objetivo de incrementar la fertilidad. 2) Se introdujo un «crédito fiscal» de 1.200 euros anuales para madres con hijos menores de tres años condicionada a la participación en el mercado laboral, con el objetivo de facilitar la conciliación.	Individuos	Incremento del 5 % (0,003 hijos por mujer) en la tasa de natalidad y del 2,0 % (del 47 al 48 %) en la tasa de ocupación de las madres de hijos menores de 3 años.	El efecto sobre la fertilidad es mayor para mujeres sin titulación de secundaria, las menores de 31 años y las que ya tenían dos hijos (7,6 %, aunque no significativo) o que no tenían ninguno (7 %), respecto a las que ya tenían uno.
Kalwij (2010)	Europa (16 países de Europa occidental)	Gasto público nacional en prestaciones por niños a cargo, permisos de maternidad y paternidad y subvenciones a mujeres trabajadoras por servicios de atención a los niños (básicamente guarderías).	Individuos	<p>En el periodo 1980-2003, el gasto en prestaciones creció un 26 %, el gasto en permisos un 76 % y las subvenciones a los servicios de atención a los niños un 158 %. Conjuntamente, este incremento ha provocado un decremento del 19 % en la tasa de mujeres de 36 a 40 años sin hijos, y un incremento de la tasa de fertilidad completada del 8,3 %.</p> <p>Un incremento del 10 % en el gasto en prestaciones por niño a cargo no tendría ningún impacto en el «tempo» de la maternidad ni en la fertilidad completada.</p> <p>El mismo incremento en el gasto en permisos de maternidad y paternidad conduciría a un decremento del 3,2 % de la infecundidad en el grupo de mujeres de 36 a 40 años, pero no tendría ningún efecto significativo sobre la fertilidad completada.</p> <p>Finalmente, un incremento del 10 % en las subvenciones para los servicios de atención a los niños no tendría un impacto significativo en el porcentaje de mujeres que tienen hijos, pero aumentaría la fertilidad completada en un 0,4 %</p>	

3.3 ¿Funcionan mejor las otras políticas de familia?

La evidencia empírica tampoco es concluyente en relación con las políticas que, más allá de ofrecer un apoyo económico, ayudan a reconciliar la maternidad con la ocupación y que, en consecuencia, inciden más directamente sobre los costes de oportunidad derivados de los hijos.

Los permisos de maternidad y paternidad tienen un efecto ambiguo sobre las decisiones de fertilidad: en tanto que aportan una renta sustitutoria y mantienen del vínculo con el puesto de trabajo durante los primeros meses de vida de los bebés, la duración y remuneración de estos permisos deberían de estar asociados con una mayor fertilidad. No obstante, al ser un incentivo vinculado a la participación laboral, podría también actuar como factor dilatador, e inducir a las mujeres a retrasar la maternidad hasta que estén lo suficientemente bien establecidas en el mercado laboral como para poder disfrutar de ese derecho (OCDE, 2011). En la práctica, el impacto de este tipo de medida es poco claro y parece, en cualquier caso, pequeño. Kaljiw (2010) concluye que, efectivamente, la generosidad de los pagos durante el permiso tiene un efecto positivo sobre la fecundidad de las mujeres de entre 36 y 40 años, que no llega a alterar la fertilidad completada. Antes, Gauthier y Hautzius (1997) habían encontrado que el efecto era estadísticamente no significativo.

Por el contrario, las evaluaciones sobre la disponibilidad de servicios de guardería obtienen resultados más claros. Para Kaljiw (2010), esta es la única medida significativamente asociada a un aumento de la fertilidad completada, por medio de un incremento de los hijos de segundo y tercer orden. Al comparar distintos países, Luci y Thévénon (2011) también encuentran que, de forma transversal, el porcentaje de niños matriculados en guarderías está muy asociado con el indicador coyuntural de fecundidad, si bien las variaciones en este porcentaje tienen una influencia muy pequeña sobre las variaciones en la fertilidad. Analizando las comunidades autónomas del Estado español entre 1994 y 2001, Baizan (2009) estima que cada punto porcentual adicional en el porcentaje de niños menores de tres años matriculados en guarderías está significativamente asociado a un incremento de al menos el 5 % en la fertilidad. El efecto de la disponibilidad de servicios de guardería es significativo tanto para los primeros hijos como para los de grado superior.

Finalmente, la evidencia del efecto de las técnicas de reproducción asistida sobre la fertilidad es aún muy limitada y apunta a que pueden contribuir potencialmente a incrementar las tasas de fertilidad, si bien a un coste elevado. Habbema et al. (2009), por ejemplo, estiman que si todas las parejas con problemas de fertilidad de los países industrializados tuvieran acceso a la fertilización in vitro, el indicador coyuntural de fertilidad se incrementaría entre 0,08 y 0,12 hijos.

4. Evaluación del impacto de la prestación por hijo a cargo en Cataluña

En este capítulo se evalúa de forma empírica el impacto de la prestación por hijo a cargo en Cataluña, que se introdujo en el año 1999 con diversas modificaciones posteriores. Se contempla el efecto de la prestación sobre tres dimensiones: la fertilidad, la conciliación de la vida familiar y laboral y el bienestar y la calidad de vida de las familias. La metodología utilizada es principalmente de dobles diferencias, es decir, se compara la evolución de las variables de interés en la población pertinente en Cataluña antes y después de la introducción o expansión de la prestación, utilizando como grupo de control la población equivalente de otras comunidades autónomas que no introdujeron reformas similares en la misma época.

Los resultados sugieren que la prestación tuvo un impacto positivo y significativo sobre la fecundidad en Cataluña, que aumentó hasta un 6 % como consecuencia de la ayuda. Este efecto se debe, principalmente, a un aumento en la natalidad entre mujeres de nivel educativo bajo (y medio). El efecto es evidente tanto entre la población de mujeres nativas como de origen inmigrante, y es más pronunciado entre mujeres que ya tenían hijos.

Respecto al impacto de las ayudas sobre el bienestar material de las familias, se documenta que la familia «mediana» que recibió la ayuda en el año 2008 contaba con una renta anual de unos treinta y un mil euros, de tal modo que la prestación supuso un aumento de un 2 % de su renta, aproximadamente. El impacto fue mayor para las familias de la parte baja de la distribución de la renta: sobre un 3 % para las familias en el percentil 25, y más del 5 % solamente para la décima parte más pobre de las familias. Asimismo, también se documenta que la prestación permite a las familias de rentas bajas cubrir gran parte de los gastos asociados al bebé: más del 30 % de estos gastos para la cuarta parte de las familias de renta más baja, según la estimación más conservadora.

En último lugar, el análisis de la actividad laboral de las madres con hijos pequeños revela que la prestación tuvo efectos desiguales sobre la conciliación para distintos grupos de mujeres. Recibir la prestación se asocia con una menor participación en el mercado de trabajo en el caso de las madres jóvenes, de nivel educativo bajo o de origen inmigrante. La ayuda parece estar asociada, por el contrario, a un aumento en las horas de trabajo para madres un poco más mayores, nativas y de nivel educativo alto.

4.1 Introducción

El propósito de este capítulo es evaluar empíricamente los efectos de la prestación por hijo a cargo en Cataluña. En concreto, la finalidad es evaluar si la prestación cumplió sus objetivos, con vistas a la propuesta de reformas en el futuro.

La prestación catalana por hijo a cargo se introdujo en el año 1999. En un principio, su alcance era limitado, ya que el subsidio iba dirigido solamente a familias con hijos de, exactamente, dos años de edad. Además, se estableció un límite de renta muy bajo y la cuantía de la prestación era reducida (unos 120 euros). El año 2000 se aumentó la cuantía de la prestación y se amplió el intervalo de edad: pasaron a recibir la ayuda las familias de renta baja con hijos de entre cero y tres años. Por tanto, estas familias recibían el subsidio durante tres años seguidos. Finalmente, el año 2003 se elimina el límite de renta y la prestación pasa a ser universal. En 2011, cuando se suspendió la prestación, tenía un importe de 638 euros anuales.

La ley 18/2003, de 4 de julio, de Apoyo a las Familias, establece que el primer objetivo de la prestación económica es reducir la brecha entre la fertilidad actual y la deseada, dado que «la mayoría de padres y madres desearían tener más hijos de los que tienen», y es «la falta de recursos económicos [lo que] ha hecho que muchas familias tengan menos hijos para poder mantener los niveles de bienestar». Por tanto, este capítulo estima, en primer lugar, el efecto de la prestación sobre la fertilidad en Cataluña (sección 4.2). La ley también hace referencia al objetivo de mejorar el bienestar y la calidad de vida de las familias, prevenir la pobreza infantil y fomentar «la igualdad de oportunidades de las familias con más cargas respecto al resto de ciudadanos». El impacto de la prestación sobre el bienestar de las familias (fundamentalmente sobre la renta) se analiza en la sección 4.3. En último lugar, la sección 4.4 evalúa los efectos de la prestación sobre la conciliación de la vida familiar y laboral (no mencionada explícitamente como objetivo en la ley 18/2003, pero sí en distintos órdenes por las que se ha regulado la concesión de las ayudas económicas a las familias por niño a cargo. Véase, por ejemplo, la orden BSF/202/2011, de 3 de agosto).

Para la evaluación empírica del impacto de la prestación se explotan varias bases de datos disponibles públicamente, como la *Encuesta de Población Activa* (EPA) y los microdatos de nacimientos del Instituto Nacional de Estadística (INE). La principal metodología empleada es la de dobles diferencias (véase el cuadro 4.2), que consiste en comparar la evolución de las variables de interés a lo largo del tiempo en Cataluña con la evolución de las mismas variables en otras comunidades autónomas que no introdujeron prestaciones similares en la misma época. Una evolución diferencial entre Cataluña y las otras autonomías en los años posteriores a la introducción o expansión de la prestación podría atribuirse, razonablemente, al efecto de la prestación una vez descartadas otras posibles variables explicativas.

Previamente, en el cuadro 4.1 se recuerdan los resultados de la evaluación que se realizó en 2006 sobre las prestaciones económicas y las ayudas fiscales a las familias con niños en Cataluña. Aunque los objetivos de esta evaluación eran distintos a los de la actual, sus resultados sirven para recordar que la prestación catalana objeto de esta evaluación se combina con otras formas de apoyo económico a las familias de ámbito estatal (fundamentalmente las deducciones del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas) que representaban, en 2000, cerca del ochenta por ciento del apoyo monetario que recibían las familias catalanas. Los autores destacaban el carácter poco generoso y regresivo de la política estatal de apoyo a las familias con niños, así como la insuficiencia de las políticas de apoyo específicas de Cataluña para compensar estos defectos.

Cuadro 4.1 La prestación catalana por niño a cargo en el marco de las otras ayudas del Estado

En el año 2006, Levy, Mercader y Planas elaboraron el estudio *Evaluación sobre las prestaciones económicas y las ayudas fiscales a las familias con niños en Cataluña*, sobre la base de los microdatos del Panel de Hogares de la Unión Europea del año 2000, y que constituye un precedente muy relevante para el actual informe.

En este estudio, los autores evalúan las prestaciones de la Generalitat de Cataluña en el marco del conjunto de prestaciones económicas y desgravaciones fiscales de las que se beneficiaban las familias con niños. Las conclusiones de este estudio son las siguientes:

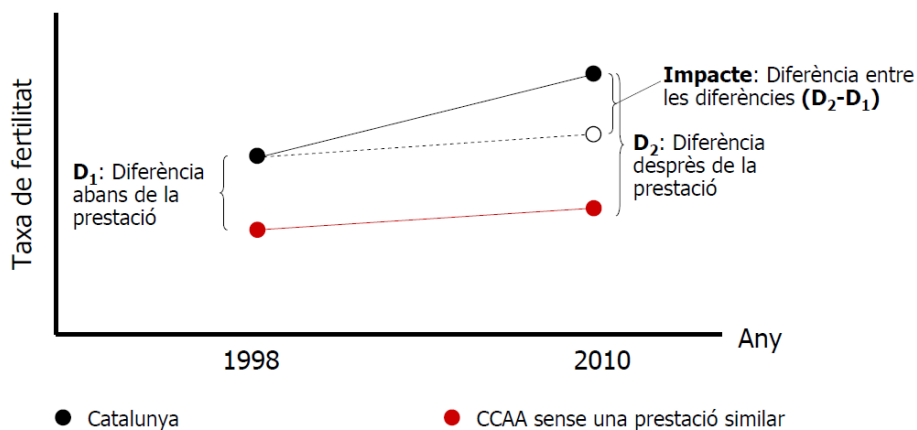
- El 79 % del apoyo monetario a las familias catalanas con niños era estatal, y el 21 % correspondía a las ayudas de la Generalitat.
 - El apoyo estatal se concentraba en la deducción aplicable sobre la base imponible del IRPF (61 % del total de apoyo monetario). Dado que se trataba de una deducción no reintegrable, aquellos individuos o familias que no tenían una deuda tributaria positiva (porque no trabajaban) no podían beneficiarse de ella. Además, dado que dependía del tipo marginal efectivo del contribuyente, el beneficio fiscal era mayor cuanto más alta fuera la renta del mismo.
 - De media, el conjunto de ayudas y beneficios fiscales anuales por niño menor de 12 años en Cataluña era de 361 euros para el 20 % con las rentas más bajas y de 1.023 para el 20 % con las rentas más altas.
 - El estudio evaluaba el efecto del apoyo económico sobre el riesgo de que el niño viviera en un hogar por debajo del umbral de la pobreza, el cual disminuía en dos puntos porcentuales (del 19,2 % al 16,9 %) gracias al conjunto de prestaciones y beneficios fiscales. En este sentido, las ayudas catalanas no conseguían reducir el alcance de la pobreza más allá de lo que lo hacían las ayudas estatales, pero sí que conseguían mejorar el indicador de intensidad de la pobreza (que mide la magnitud de la distancia de la renta familiar por debajo del umbral de pobreza).
-

Cuadro 4.2 El método de las dobles diferencias

La aproximación más evidente para estimar el impacto de una política pública es comparar el indicador con el que se quiere medir el impacto antes y después de la puesta en marcha de la política. Así, podríamos estimar el impacto de la prestación por niño a cargo comparando las tasas de fertilidad en Cataluña de los años inmediatamente anteriores al inicio de la prestación con los de los años inmediatamente posteriores. Sin embargo, se trata de un método muy poco robusto, ya que entre estos dos momentos pueden ocurrir otras cosas que afectan a la fertilidad (variación en la composición de la población, cambio del ciclo económico, puesta en marcha de otra política de apoyo a las familias). La simple comparación antes-después no permitiría distinguir el efecto de la prestación de los efectos de estos otros factores contemporáneos.

Una alternativa consiste en comparar, dentro del mismo año, los indicadores de fertilidad de diversos territorios: uno con prestación y los otros sin ella. De nuevo, esta comparación sería muy imperfecta, ya que, además de la prestación, las diferencias entre los territorios de tratamiento y control pueden incidir sobre muchos otros aspectos asociados con la fertilidad, como pueden ser la composición de la población, el dinamismo económico o el nivel de apoyo público a las familias.

El método de las dobles diferencias integra estas dos aproximaciones (antes-después y tratamiento-control) en una sola mucho más robusta. La estimación del impacto se realiza, conceptualmente, de la siguiente manera: antes de la puesta en marcha de la prestación, se mide la diferencia en el indicador de fertilidad entre Cataluña y otras comunidades autónomas sin una prestación similar. A continuación, se mide qué diferencia hay tras la puesta en marcha de la prestación y se compara con la anterior. Si asumimos que la fertilidad de todas las comunidades autónomas debería de evolucionar de forma igual en el tiempo (puesto que son territorios expuestos a procesos demográficos, económicos y sociales muy similares), entonces la diferencia entre las dos diferencias puede ser atribuida causalmente a la prestación.



La ventaja de este método es que la estimación del impacto está «limpia» de la influencia de factores contemporáneos que afectan a la fertilidad en todos los territorios (cambios de ciclo económico, por ejemplo), así como de diferencias estructurales entre los territorios que no varían a lo largo del tiempo, ya que no comparamos directamente las tasas de fertilidad, sino su evolución en el tiempo. No obstante, este método presenta un punto débil: la estimación puede estar sesgada si existen factores que varían en el tiempo y que afectan de forma diferente a Cataluña y a las otras autonomías. ¿Cuáles podrían ser estos factores? Podrían ser, por ejemplo, el desarrollo

de otras formas de apoyo a las familias dentro del ámbito autonómico y durante el mismo periodo o diferencias en el ritmo y magnitud de incorporación de población inmigrante. A lo largo del capítulo se utilizan datos y análisis diversos para minimizar estos sesgos.

El análisis empírico exige, como hemos dicho, comparar la evolución de las variables de interés en Cataluña con otras regiones que no hayan introducido prestaciones similares en momentos del tiempo próximos. Por tanto, es necesario estudiar la evolución de las prestaciones familiares en todas las comunidades autónomas. Este estudio revela, en primer lugar, que muchas comunidades introdujeron ayudas por nacimiento hacia el año 2007, el mismo año en que el Gobierno central creó el cheque-bebé (la prestación universal de 2.500 euros por el nacimiento de un hijo). Diversas comunidades ofrecieron suplementos a esta prestación, que fueron mayoritariamente eliminados en 2009 o 2010. Ante los importantes cambios que se han producido en las prestaciones por natalidad a partir de 2007, el análisis se centrará en los años anteriores a esta fecha.

En segundo lugar, algunas autonomías introdujeron prestaciones para familias con hijos entre 1999 y 2003, es decir, en la misma época en que se introdujo y se amplió la prestación por hijo a cargo en Cataluña. Sin embargo, la gran mayoría se limitaban a casos específicos y minoritarios, como partos múltiples o familias numerosas, hecho que no debía de comprometer el análisis de la prestación catalana. Aún así, hay tres regiones que introdujeron prestaciones similares a la catalana en años cercanos. En concreto, Castilla y León introdujo ayudas por nacimiento en 2002 (en función del nivel de renta y del número de hijos); Galicia hizo lo mismo en 2003; y, por último, el País Vasco creó ayudas a partir del segundo hijo también en 2002. Por tanto, el análisis de la prestación catalana tendrá en cuenta la introducción de estas prestaciones en las comunidades autónomas mencionadas.

En la tabla 4.1 que aparece más abajo, se resumen las principales prestaciones por nacimiento o adopción de hijos que ofrecían las 11 comunidades autónomas más pobladas (excepto Cataluña) hasta el año 2006.

Tabla 4.1 Prestaciones y ayudas económicas por hijo a cargo, 1995-2006

	Año de introducción	Características básicas
Andalucía	2002	Familias de tres o más hijos, alguno menor de tres años, y por renta (o parto múltiple)
Comunidad de Madrid	-	
Comunidad Valenciana	1999	Partos múltiples (tres o más hijos)
Galicia	2003	Menores de tres años, pago anual
Castilla y León	2002	Ayuda por nacimiento en función de renta y paridad
País Vasco	2002	A partir del segundo parto y partos múltiples, en función de paridad, renta y edad
	2006	Ayuda por nacimiento, pago único en función de renta
Canarias	-	
Castilla La Mancha	2006	Ayuda por parto múltiple

Región de Murcia	-	
Aragón	1999	Partos múltiples (a partir de tres, por renta)
Extremadura	-	

Fuente: boletines oficiales de las CC. AA.

No se incluyen las deducciones fiscales, las prestaciones «en especie» ni las prestaciones con vigencia a partir de 2007 o posteriormente.

4.2 El efecto de la prestación sobre la fertilidad

El objetivo de esta sección es analizar si la introducción de la prestación por nacimiento de hijo en Cataluña tuvo como consecuencia un aumento de la fertilidad.

Como se ha explicado en el capítulo anterior, muchos países ofrecen prestaciones monetarias a familias con hijos pequeños y existen diversos estudios que han intentado evaluar el impacto de estas políticas sobre la fertilidad. Kevin Milligan (2005), por ejemplo, ha estudiado el caso de Canadá. Con una metodología muy parecida a la del presente estudio —comparando la evolución de la natalidad en diversas regiones—, Milligan concluye que las ayudas tuvieron éxito porque aumentaron significativamente el número de nacimientos en la región correspondiente (Quebec). Un caso más cercano es el de dos artículos recientes (Azmat y González [2010] y González [2011]) que analizan el caso español. En concreto, Azmat y González (2010) estudian el efecto de una reforma que se introdujo en España a nivel nacional en 2003 y que ofrecía 100 euros al mes (o 1.200 al año) a madres trabajadoras con hijos menores de tres años, combinado con un aumento en las deducciones del IRPF para familias con hijos pequeños. Este estudio concluye que la reforma aumentó la natalidad en un 5 %, y que el efecto se concentra en familias de nivel socioeconómico bajo. Finalmente, González (2011) estudia el impacto de la introducción del cheque-bebé, también en el ámbito del Estado, y considera que la prestación universal de 2.500 euros por el nacimiento de un hijo tuvo un impacto significativo sobre la natalidad, al aumentar el número de nacimientos anuales en un 5-6 %.

Para estimar el efecto de la prestación catalana sobre la fertilidad, el presente análisis estudia el cambio en la natalidad en Cataluña después de la introducción de la prestación en el año 1999 —y su ampliación en 2003—, comparada con la evolución en otras autonomías que no introdujeron prestaciones similares (siguiendo el método de dobles diferencias). En primer lugar, estimamos el efecto de la prestación sobre los indicadores agregados de natalidad y fecundidad (las tasas de natalidad y fecundidad y el indicador coyuntural de fertilidad). A continuación, utilizamos datos individuales del registro de nacimientos y partos del INE para estimar efectos diferenciales de la prestación según las características de la familia. Finalmente, reproducimos este segundo análisis utilizando los datos de la *Encuesta de Población Activa*. Las tres subsecciones siguientes presentan los resultados obtenidos con cada una de estas tres bases de datos.

4.2.1 Efectos sobre los indicadores de fertilidad agregados

Con el objetivo de medir la evolución de la natalidad por comunidades autónomas, utilizamos tres fuentes de datos. La primera son las tasas de natalidad y fecundidad calculadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) por año y comunidad autónoma desde 1975 (www.ine.es). Estas tasas se calculan como el número anual de nacimientos divididos entre la población total —denominada *tasa bruta de natalidad*— o entre el número de mujeres en edad de concebir —denominada *tasa global de fecundidad*—, y como el número de hijos que tendría una mujer a lo largo de su periodo de vida fértil si en cada año de su ciclo de vida fértil tuviera el mismo número de hijos que tienen, de media, las mujeres de esa misma edad en aquel mismo territorio y año —llamado *indicador coyuntural de fecundidad*.

En la tabla 4.2 se muestran los resultados de este análisis (véase la explicación metodológica detallada en el cuadro 4.3). Cada una de las columnas muestra los resultados del análisis utilizando distintas especificaciones metodológicas. En síntesis, todas las especificaciones **sugieren que la prestación en Cataluña tuvo un impacto positivo y estadísticamente significativo sobre la tasa de natalidad** y que la universalización de la prestación en el año 2003 aumentó este impacto. La magnitud del efecto fue un aumento de, como mínimo, seis nacimientos anuales por cada 1.000 mujeres.

Para cuantificar el efecto, resulta útil considerar los resultados para el número medio de hijos por mujer (el indicador coyuntural de fertilidad, en el tercer panel de la tabla 4.2). El coeficiente más pequeño estima un impacto de la prestación de **0,09 hijos adicionales por mujer** (columna 5). Dado que el número medio de hijos por mujer en la muestra es de 1,57, esto implicaría que el impacto de la prestación sería un **aumento del 5,7 % en la fertilidad**. La magnitud de este efecto se enmarca dentro del rango de los resultados obtenidos en otros estudios.

De hecho, el gráfico 1.1 (en el primer capítulo) ya permitía observar visualmente este efecto. En este gráfico se muestra la tasa de natalidad española y catalana a lo largo del tiempo: en 1997-98 la fertilidad catalana se situaba al mismo nivel que la estatal, alrededor de 1,17 hijos por mujer. Sin embargo, a partir de 1999 la fertilidad crece en Cataluña por encima de la del conjunto del Estado, hasta situarse 0,11 puntos por encima en 2005.

Una limitación de este análisis radica en que hay muchos factores que pueden haber incidido en la evolución de la natalidad a nivel autonómico como, por ejemplo, la evolución reciente de la nupcialidad, del precio de la vivienda, de los salarios relativos de las mujeres o de la proporción de mujeres con titulación universitaria. Es probable que todos ellos hayan variado a ritmos distintos entre autonomías. Si esta evolución diferencial fuese «suave» y no brusca, los resultados no se verían comprometidos, ya que la incorporación

al modelo de las «tendencias por comunidad autónoma» sirve para controlar estos factores. Solamente sería problemático si se hubiera producido un cambio brusco (un «salto») en alguna de estas variables respecto a los mismos datos de la introducción y ampliación de la prestación (1999-2003), y si este salto fuera distinto en Cataluña respecto al resto de las comunidades autónomas.

Un factor que puede reunir estas características podría ser la inmigración. El inicio de la década de 2000 coincidió con un gran aumento de la población inmigrante que incidió de forma desequilibrada sobre las distintas autonomías, siendo Cataluña una de las más afectadas. Por tanto, el resultado sería más creíble si pudiéramos controlar por cambios en la estructura demográfica de la población por comunidad autónoma, lo cual hacemos en las secciones 4.2.2 y 4.2.3, donde el uso de microdatos permite la inclusión de este tipo de controles (estructura de edades, población inmigrante, etc.).

Una segunda posibilidad es que la introducción y la ampliación de la prestación en Cataluña estuvieran asociadas con otras medidas (mayor inversión en guarderías públicas) que también pudieran haber afectado a la natalidad en la misma dirección. Si estas otras medidas fueran diferenciales en Cataluña respecto a otras autonomías, el aumento observado en la natalidad sería atribuible al conjunto de las mencionadas políticas y no solamente a la prestación por hijo a cargo. Lamentablemente, la dificultad de encontrar datos fiables en este sentido no permite comprobar esta hipótesis.

Cuadro 4.3 La explicación metodológica de la tabla 4.2

Para estimar el impacto de la prestación sobre la fertilidad utilizando el método de dobles diferencias, estimamos la siguiente regresión lineal:

$$(1) \quad F_{rt} = \alpha + \beta \text{post*cat}_{rt} + \delta_t + \mu_r + \varepsilon_{rt}$$

Donde la variable dependiente, F , es una de nuestras tres medidas de fertilidad (el número anual de nacimientos por 1.000 habitantes o por 1.000 mujeres en edad de concebir o el indicador coyuntural de fertilidad) durante el año t en la comunidad autónoma r . Los datos comprenden el periodo 1975-2009, es decir, el número de observaciones es: 35 años x 17 CC. AA. = 595 observaciones.

La variable binaria post*cat es un indicador que toma valor 1 para los años posteriores a 1999 (es decir, tras la introducción de la prestación) en Cataluña. La regresión incluye efectos fijos de territorio (μ_r) y de año (δ_t). Por tanto, estamos controlando por factores específicos de cada comunidad autónoma que no cambian con el tiempo, y también por factores que afectan a la evolución temporal de la fertilidad a nivel de todo el Estado a lo largo del tiempo. Algunas especificaciones también permiten diferentes tendencias (lineales) para cada comunidad autónoma. Esto quiere decir que controlamos por factores que pueden haber variado a distintos ritmos en diferentes autonomías, en la medida en que estos cambios sean «suaves» y sigan una dinámica aproximadamente lineal en el tiempo. Un ejemplo serían los cambios graduales en la composición de la población.

El coeficiente de interés es β , que captura el cambio en la fertilidad en Cataluña después de la introducción de la ayuda, relativo a la evolución de la fertilidad en el resto de comunidades autónomas. Esperaríamos que fuera positivo si la prestación resultara efectiva en términos de incentivación de la fertilidad.

Para capturar la posible dinámica en el efecto de la prestación, así como el hecho de que se transformara en universal en el año 2003, una segunda regresión sustituye la variable binaria post*cat por tres *dummies* (variables binarias) que se corresponden con Cataluña durante los años 2000-2002 (justo después de la introducción de la ayuda), 2003-2006 (después de la universalización de la ayuda) y 2007-2009.

Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de año y comunidad autónoma. La 3, la 5 y la 8, además, incorporan las «tendencias por CC. AA.» que controla los factores que pueden haber afectado a la evolución de la natalidad de forma diferencial entre autonomías (siempre y cuando este efecto diferencial sea «suave»).

Los resultados que se muestran en la tabla 4.2 se basan en cuatro grupos de control alternativos: todas las comunidades autónomas, todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla, solamente las comunidades autónomas más pobladas (exceptuando Cataluña) y todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta, Melilla y las otras tres que introdujeron prestaciones similares (Castilla y León, Galicia y País Vasco). Además, algunas regresiones utilizan el periodo completo (1975-2009), mientras que otras restringen el periodo de análisis a 1990-2009 (10 años antes y 10 años después de la introducción de la prestación).

Tabla 4.2 Resultado de las regresiones de natalidad y fecundidad

Tasa bruta de natalidad (nacimientos por 1.000 habitantes)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	
post*cat	1,64 *** (0,47)	1,78 *** (0,34)	1,52 *** (0,47)	2,09 *** (0,36)	1,45 *** (0,51)	1,38 *** (0,17)	1,56 *** (0,19)	1,576 *** (0,52)	
post*cat 99-02	1,21 * (0,70)	1,37 *** (0,51)	1,24 ** (0,57)	1,6 *** (0,53)	1,18 * (0,61)	0,99 *** (0,16)	1,11 *** (0,18)	1,273 *** (0,42)	
post*cat 03-06	1,92 *** (0,70)	2,00 *** (0,51)	1,73 *** (0,57)	2,32 *** (0,53)	1,65 *** (0,61)	1,52 *** (0,17)	1,70 *** (0,19)	1,79 *** (0,55)	
post*cat 07-09	1,84 ** (0,79)	2,05 *** (0,57)	1,73 *** (0,66)	2,45 *** (0,60)	1,65 ** (0,71)	1,57 *** (0,18)	1,83 *** (0,23)	1,843 *** (0,68)	
Tasa global de fecundidad (nacimientos por 1.000 mujeres 15-49)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	
post*cat	8,14 *** (1,94)	8,62 *** (1,49)	6,28 *** (2,01)	9,72 *** (1,56)	6,11 *** (2,11)	6,44 *** (0,78)	7,2 *** (0,86)	6,47 *** (2,10)	
post*cat 99-02	6,16 ** (2,88)	6,65 *** (2,11)	5,13 ** (2,42)	7,45 *** (2,31)	4,98 * (2,54)	4,59 *** (0,74)	5,09 *** (0,83)	5,22 *** (1,72)	
post*cat 03-06	9,36 *** (2,88)	9,59 *** (2,21)	7,19 *** (2,43)	10,73 *** (2,31)	6,99 *** (2,54)	7,08 *** (0,77)	7,81 *** (0,86)	7,3897 *** (2,25)	
post*cat 07-09	9,16 *** (3,27)	9,95 *** (2,51)	7,1 ** (2,82)	11,4 *** (2,62)	6,96 ** (2,96)	7,43 *** (0,84)	8,48 *** (1,06)	7,492 *** (2,77)	
N	665	595	595	315	315	340	180	490	
Años incluidos	1975-2009	1975-2009	1975-2009	1975-2009	1975-2009	1990-2009	1990-2009	1975-2009	
Dummies de año	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	
Dummies de CC. AA.	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	
Tendencia por CC. AA.	No	No	SÍ	No	SÍ	No	No	SÍ	

Tabla 4.2 Resultado de las regresiones de natalidad y fecundidad (cont.)

Indicador coyuntural de fecundidad (número medio de hijos por mujer)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	
post*cat	0,234 *** (0,03)	0,264 *** (0,03)	0,099 * (0,06)	0,306 *** (0,04)	0,090 * (0,05)	0,155 *** (0,02)	0,179 *** (0,02)	0,100 * (0,06)	
post*cat 99-02	0,194 *** (0,03)	0,216 *** (0,03)	0,085 * (0,05)	0,251 *** (0,04)	0,078 * (0,04)	0,107 *** (0,02)	0,123 *** (0,02)	0,085 * (0,05)	
post*cat 03-06	0,254 *** (0,04)	0,277 *** (0,04)	0,114 * (0,06)	0,319 *** (0,04)	0,103 * (0,06)	0,168 *** (0,02)	0,191 *** (0,02)	0,115 * (0,06)	
post*cat 07-09	0,247 *** (0,04)	0,296 *** (0,04)	0,099 (0,08)	0,346 *** (0,04)	0,087 (0,07)	0,186 *** (0,02)	0,218 *** (0,03)	0,103 (0,08)	
N	665	595	595	315	315	340	180	490	
Años incluidos	1975- 2009	1975- 2009	1975- 2009	1975- 2009	1975- 2009	1990- 2009	1990- 2009	1975- 2009	
Dummies de año	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	
Dummies de CC. AA.	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	
Tendencia por CC. AA.	No	No	SÍ	No	SÍ	No	No	SÍ	

Nota: cada columna corresponde a los resultados de una regresión diferente. La variable dependiente es la tasa de natalidad en el primer panel, la tasa de fecundidad en el segundo panel y el indicador coyuntural de fecundidad en el tercer panel, en una comunidad autónoma y año. Los datos comprenden el periodo 1975-2009. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de región y de año. La columna 1 incluye todas las comunidades autónomas, las columnas 2, 3 y 6 excluyen Ceuta y Melilla, y las 4, 5 y 7 solamente incluyen las nueve comunidades autónomas más pobladas en el año 2010, y la 8 excluye Ceuta, Melilla, Castilla y León, Galicia y el País Vasco. Las regresiones no utilizan pesos. La tabla muestra el coeficiente correspondiente a Cataluña durante los años posprestación, con los errores estándar entre paréntesis. Tres asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 99 % de confianza, dos indican significatividad al 95 % y uno, al 90 %. Los R^2 oscilan entre 0,87 y 0,98.

4.2.2 Efectos de la prestación por subgrupos de población (utilizando los microdatos de nacimientos)

El análisis de los indicadores agregados no ha permitido determinar qué subgrupos de la población se vieron más afectados por la prestación. Para poder determinarlo, en esta sección utilizamos los microdatos del INE que contienen información individual de cada uno de los partos y nacimientos que tienen lugar en España. Nos centramos en los años 1996-2006, periodo relevante para evaluar la prestación y para el que los microdatos son consistentes.

En la tabla 4.3 se muestra el análisis sobre el total de población. Se sigue **detectando un efecto positivo de la prestación sobre la natalidad, que se traduce en un aumento de, aproximadamente, un 10 % del número de nacimientos anuales, o en cuatro nacimientos por cada 1.000 mujeres**. Hay que destacar que la magnitud del efecto se reduce mucho y que se pierde la significatividad estadística al introducir las tendencias por comunidad autónoma (que, hay que recordar, sirven para controlar los factores que pueden incidir sobre la evolución de la fertilidad de forma diferente entre autonomías). Sin embargo, para un periodo de tiempo tan corto, corremos el riesgo de que las tendencias por comunidad autónoma estén capturando parte del efecto de la reforma de la prestación.¹ Por tanto, cuando el periodo de tiempo incluido en el análisis sea breve, centraremos la explicación en las regresiones sin tendencias por comunidad autónoma.

En la tabla 4.4, a continuación, se recogen los resultados para distintos subgrupos de la población: por la edad de los progenitores, por el número de hijos previos y por el país de origen de la madre. Los resultados sugieren que:

- **La prestación afectó tanto a los progenitores más jóvenes** (que definimos como madres menores de 31 y padres menores de 33) **como a los de más edad** (que definimos como madres mayores de 35) (panel A).
- **El efecto se observa tanto sobre el número de nacimientos de primogénitos como sobre el número de nacimientos de madres que ya tenían hijos**. Sin embargo, el resultado para mujeres con hijos anteriores es el más robusto, al «resistir» la inclusión de tendencias por comunidad autónoma (columna cuatro) (panel B).
- **El efecto positivo procede en su totalidad de las madres nacidas en España**, ya que para las madres de origen inmigrante los coeficientes son negativos. Podemos rechazar, por consiguiente, que el efecto estimado de la prestación sobre la fertilidad se deba a la reacción de las familias de procedencia no española (panel C).

¹ La razón es que hay muy pocos años anteriores a la reforma incluidos en estas regresiones, de manera que las tendencias de comunidad autónoma se estiman utilizando datos tanto anteriores como posteriores a la reforma, y por ese motivo pueden «comerse» parte de lo que, en realidad, es el efecto que queremos estimar.

Tabla 4.3 Resultados totales nacimientos

	1	2	3	4	5
Log. núm. nacimientos					
post*cat	0,093 ***	0,108 ***	0,080 **	0,004	0,009
post*cat 00-02	0,058	0,068 *	0,049	0,009	0,016
post*cat 03-06	0,119 ***	0,138 ***	0,104 ***	0,022	0,034
Nacimientos por 1.000 mujeres					
post*cat	3,66 ***	4,15 ***	3,70 ***	0,73	0,95
post*cat 00-02	2,57 **	2,94 **	2,52 **	0,79	1,05
post*cat 03-06	4,48 ***	5,06 ***	4,58 ***	0,93	1,29
N	187	99	154	187	99
N. de CC. AA.	17	9	14	17	9
Tendencia por CC. AA.	No	No	No	Sí	Sí

Nota: La variable dependiente es el logaritmo neperiano del número de nacimientos en el primer panel, y el número de nacimientos dividido por el número de mujeres de 15 a 49 años (por 1.000) en el segundo, en una comunidad autónoma y año. Los datos comprenden el periodo 1996-2006. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de región y de año. Las columnas 1 y 4 incluyen todas las comunidades autónomas excepto Ceuta y Melilla, la 2 y la 5 solamente las nueve comunidades autónomas más pobladas en el año 2010 y la columna 3, todas las comunidades autónomas menos Ceuta, Melilla, Castilla y León, Galicia y el País Vasco. Las regresiones no utilizan pesos. La tabla muestra el coeficiente correspondiente a Cataluña durante los años posprestación. Tres asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 99 % de confianza, dos indican significatividad al 95 % y uno, al 90 %. Todos Los R^2 son superiores a 0,9.

Tabla 4.4 Resultados nacimientos por subgrupos (microdatos de partos del INE, 1996-2006)

A. Por edad de los padres

	Madres y padres jóvenes				Madres mayores de 35			
	1	2	3	4	1	2	3	4
post*cat	0,120 ***	0,141 ***	0,010	0,020	0,076 ***	0,074 ***	0,011	0,022
post*cat 00-02	0,075	0,093 *	0,019	0,029	0,052	0,055 *	0,012	0,021
post*cat 03-06	0,154 ***	0,178 ***	0,042	0,050	0,094 ***	0,088 ***	0,013	0,020

B. Por número de hijos previos

	Primer hijo				Segundo hijo (o posterior)			
	1	2	3	4	1	2	3	4
post*cat	0,090 **	0,096 **	0,009 -	0,008 -	0,08 5 **	0,11 0 *	0,01 7	0,02 7
post*cat 00-02	0,056	0,061 *	0,013 -	0,015 -	0,05 0	0,06 6	0,03 7	0,05 5 **
post*cat 03-06	0,115 **	0,122 **	0,023 -	0,030 -	0,11 1 **	0,14 3 **	0,08 6	0,12 1 **

C. Por origen de la madre

	Inmigrantes				Nativas			
	1	2	3	4	1	2	3	4
post*cat	0,441 - **	0,249 - *	0,250 -	0,110 -	0,06 5 **	0,06 6 *	0,01 5	0,01 9
post*cat 00-02	0,388 - **	0,188 -	0,220 -	0,130 -	0,04 7	0,04 8 *	0,01 6	0,02 0
post*cat 03-06	0,481 - **	0,294 - *	0,150 -	0,180 -	0,07 8 **	0,07 9 **	0,01 6	0,02 3

N	187	99	187	99	187	99	187	99
Núm. de CC. AA.	17	9	17	9	17	9	17	9
Tendencia x CC. AA.	No	No	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí

Nota: La variable dependiente es el logaritmo neperiano del número de nacimientos, en una comunidad autónoma y año. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de comunidad autónoma y de año. Las regresiones no utilizan pesos. La tabla muestra el coeficiente correspondiente a Cataluña durante los años posprestación. Tres asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 99 % de confianza, dos indican significatividad al 95 % y uno, al 90 %.

4.2.3 Efectos de la prestación por subgrupos de población (utilizando la *Encuesta de Población Activa*)

Los microdatos del registro de nacimientos que hemos utilizado en la sección anterior tienen la doble ventaja de permitir hacer análisis desagregados según las características de los progenitores y de los niños, y que los datos corresponden a todos los nacimientos (y no solamente a una muestra), lo cual permite hacer estimaciones más precisas. Por el contrario, tienen el inconveniente de que incluyen únicamente información sobre las madres (y no del conjunto de mujeres), de manera que no permiten efectuar el análisis del número de nacimientos relativo al número de mujeres en cada subgrupo (por ejemplo, el número de mujeres en edad de concebir que ya tenían como mínimo un hijo anterior).

En esta sección, estimamos los efectos de la prestación por subgrupos de población utilizando los microdatos de la *Encuesta de Población Activa* (EPA) 1992-2006, periodo del que sí disponemos de una muestra representativa de todas las mujeres en edad de concebir año por año, así como de un mayor número de variables socioeconómicas, como la edad, el nivel educativo y el origen nacional de los progenitores.

En la tabla 4.5 se recogen los resultados para el total de nacimientos, que deberían corresponderse con los de la tabla 4.2. En efecto, **se confirma un efecto positivo de la prestación sobre la fertilidad total, que en las especificaciones más conservadoras es del 5 %**. De la misma manera que en el apartado anterior, las especificaciones con tendencias de comunidad autónoma deben tratarse con prudencia, ya que se trata de un periodo de tiempo breve y las tendencias podrían estar absorbiendo parte del efecto de la reforma de la prestación. En las especificaciones sin tendencias, la magnitud estimada del efecto es del 12-14 %.

Cuadro 4.4 La explicación metodológica de la tabla 4.5

La especificación utilizada es muy parecida a la ecuación 1 (véase el cuadro 4.2), con la diferencia de que ahora las variables son a nivel individual:

$$(2) \quad B_{irt} = \alpha + \beta post*cat_{irt} + \gamma X_{irt} + \delta_i + \mu_r + \varepsilon_{irt}$$

La variable dependiente B es un indicador binario para las mujeres que han tenido un hijo durante los 12 meses anteriores a la encuesta, y las X son variables de control a nivel individual (edad, edad al cuadrado, edad al cubo, tres *dummies* de nivel educativo, *dummy* de origen inmigrante y número de hijos anteriores). Se define como de origen inmigrante a las madres nacidas fuera del territorio español.

La regresión se estima por mínimos cuadrados ordinarios, es decir, se trata de un modelo de probabilidad lineal. La razón es que este modelo facilita la interpretación de los coeficientes. No obstante, los resultados son robustos en modelos no lineales alternativos (probit o logit).

Los coeficientes correspondientes a las variables de control pueden consultarse en la tabla A1 del apéndice.

Tabla 4.5 Resultados sobre el total de nacimientos (todas las mujeres de 18 a 49 años)

	1	2	3	4	5
Post*cat	0,00713 ***	0,00610 ***	0,00686 ***	0,00246	0,00271
Media nacimientos	0,0502	0,0502	0,0505	0,0502	0,0505
% efecto	14,2 %	12,2 %	13,6 %	4,9 %	5,4 %
Post*cat 00-02	0,00601 **	0,00525 *	0,00587 *	0,00243	0,00269
Post*cat 03-06	0,00798 ***	0,00676 **	0,00762 ***	0,00173	0,00233

Controles individuales	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Núm. de regiones	17	17	9	17	9
Tendencia x CC. AA.	No	No	No	Sí	Sí
N	370.416	370.416	290.748	370.416	290.748

Nota: la muestra está formada por mujeres de 18 a 49 años. La variable dependiente es un indicador binario de haber tenido un hijo durante los 12 meses anteriores a la entrevista. Los datos comprenden el periodo 1992-2006. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de comunidad autónoma y de año. Las columnas 1, 2 y 4 incluyen todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla, y las columnas 3 y 5 solamente las nueve comunidades autónomas más pobladas en el año 2010. Las regresiones no utilizan pesos. La tabla muestra el coeficiente correspondiente a Cataluña durante los años posprestación. Tres asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 99 % de confianza, dos indican significatividad al 95 % y uno, al 90 %.

La tabla 4.6 desagrega los resultados para distintos subgrupos: por la edad de la madre, por el nivel educativo, por el país de origen y por el número de hijos anteriores.

- Por edad de la madre, **el efecto se constata tanto para mujeres menores de 31 como para las mayores de 35, pero no para el grupo intermedio**. La magnitud del efecto es superior para las madres mayores de 35, y mantiene su significatividad en las dos especificaciones (panel A).
- Por nivel educativo, **el efecto es más significativo para las madres de nivel educativo bajo y medio**, hecho que sugiere que la prestación afectó más a los hogares de nivel socioeconómico bajo (panel B).
- **El efecto positivo sobre la fertilidad total procede de un aumento en la fertilidad de las mujeres nativas**, ya que nunca obtenemos resultados significativos para la submuestra de inmigrantes (aunque la magnitud del efecto estimado es grande)² (panel C).
- Se confirma que **el efecto se debe, sobre todo, a un aumento del número de hijos entre mujeres que ya tenían descendencia, y no a un incremento del número de mujeres que tienen su primer hijo**. No obstante, este resultado debería precisarse un poco más: si estimamos las regresiones del panel D por grupos de edad, observamos que para las mujeres más jóvenes (menores de 31) existe un efecto significativo sobre la probabilidad de tener un primer hijo (y no para los siguientes), mientras que, para las mujeres mayores de 35, el efecto estimado en el panel A procede exclusivamente de los hijos segundos y posteriores (panel D).

² Es decir, aunque el efecto para las mujeres inmigrantes parezca grande, la magnitud estimada de este efecto no es estadísticamente «fiable».

Tabla 4.6 Resultados sobre los nacimientos por subgrupos

A. Por edad de la madre

	Madre<31		Madre31-35		Madre>35	
	1	2	1	2	1	2
Post*cat	0,0138 *	0,00783	0,00483	-0,00561	0,00407 **	0,00552 *
Media nacim.	0,12997	0,12997	0,09425	0,09425	0,01588	0,01588
N	61.989	61.989	74.592	74.592	236.974	236.974
% efecto	10,6 %	6,0 %	5,1 %	-6,0 %	25,6 %	34,8 %

B. Por nivel educativo de la madre

	Bajo		Medio		Alto	
	1	2	1	2	1	2
post*cat	0,00679 *	0,00235	0,00805 **	0,00087	0,00514	0,00798
Media nacim.	0,02858	0,02858	0,05886	0,05886	0,07014	0,07014
N	129.809	129.809	173.474	173.474	70.272	70.272
% efecto	23,8 %	8,2 %	13,7 %	1,5 %	7,3 %	11,4 %

C. Por origen

	Inmigrantes		Nativas	
	1	2	1	2
post*cat	0,0144	0,0071	0,00551 **	0,00231
Media nacim.	0,0738	0,0738	0,0494	0,0494
N	16.300	16.300	357.255	357.255
% efecto	19,5 %	9,6 %	11,2 %	4,7 %

D. Por número de hijos anteriores

	Sin hijos anteriores		Con hijos anteriores	
	1	2	1	2
post*cat	0,00362	-0,00256	0,00783 ***	0,00669
Media nacim.	0,0628	0,0628	0,044	0,044
N	128.219	128.219	243.045	243.045
% efecto	5,8 %	-4,1 %	17,8 %	15,2 %

Nota: la muestra está formada por mujeres de 18 a 49 años en todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla. La variable dependiente es un indicador binario de haber tenido un hijo durante los 12 meses anteriores a la entrevista. Los datos comprenden el periodo 1992-2006. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de comunidad autónoma y año, así como controles individuales por edad, educación, estatus de inmigrante y número de hijos previos. La columna 2 incluye también tendencias lineales que varían para cada comunidad autónoma. Las regresiones no utilizan pesos. La tabla muestra el coeficiente correspondiente a Cataluña durante los años posprestación. Tres asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 99 % de confianza, dos indican significatividad al 95 % y uno, al 90 %.

Recapitulando, la evidencia procedente de las tres fuentes de datos utilizadas sugiere que la prestación tuvo un efecto positivo y significativo sobre la fertilidad en Cataluña. El efecto procede sobre todo de mujeres nativas, de nivel educativo medio-bajo y tanto de familias de una cierta edad que ya tenían hijos como de mujeres jóvenes que tuvieron su primer hijo.

Los resultados son plausibles si tenemos en cuenta que las mujeres de nivel educativo alto tienen, de media, un nivel de renta más elevado, de modo que la magnitud de la prestación representa un porcentaje más bajo de su renta disponible y es más difícil que afecte a sus decisiones reproductivas.

En lo que respecta al efecto sobre la población inmigrante, no podemos excluir que la prestación tenga un efecto sobre las decisiones de fertilidad de este grupo, pero podemos concluir que el efecto global que detectamos no se deriva principalmente de la minoría de mujeres de origen inmigrante.

4.3 El efecto de la prestación sobre el bienestar

Un segundo objetivo de la prestación por hijo a cargo que se menciona explícitamente en la ley 18/2003 es mejorar el bienestar de las familias y, en particular, de los niños.

Diversos estudios han analizado el impacto de una prestación por el nacimiento de un hijo sobre los patrones de gasto de las familias. Lundberg et al. (1997) y Ward-Batts (2010) estudian el caso de una ayuda en el Reino Unido, y observan que cuando la ayuda es recibida por las madres (en lugar de los padres), los patrones de gasto de las familias cambian de manera significativa y en direcciones que podrían beneficiar a los hijos. Por otra parte, González (2011) no constata efectos significativos del cheque-bebé español sobre los patrones de gasto de las familias.

Otros estudios han analizado el impacto de prestaciones familiares sobre el bienestar de los hijos. Dos artículos recientes (Milligan y Stabile [2011] y Dahl y Lochner [2011]) concluyen que las prestaciones por hijos en Estados Unidos y Canadá afectan positivamente a los niños, tanto en términos de rendimiento escolar como de salud. Esto sugiere que ayudas como la prestación por niño a cargo de Cataluña tienen potencial para incidir sobre las condiciones de vida de las familias en dimensiones relevantes.

Para intentar cuantificar el efecto de la prestación sobre las condiciones de vida de las familias en Cataluña, en esta sección comparamos la cuantía de la ayuda con la renta disponible total de las familias catalanas (en distintos puntos de la distribución), y también con los gastos asociados normalmente al nacimiento de un hijo. Con esta finalidad, utilizamos datos procedentes de dos fuentes: la *Encuesta de Condiciones de Vida* y la *Encuesta de Presupuestos Familiares*, ambas de 2008. Las dos encuestas entrevistan a una muestra representativa de familias en España. El análisis se centra en la submuestra de familias residentes en Cataluña.

4.3.1 Efectos sobre la distribución de la renta neta anual

En este apartado presentamos la distribución de la renta anual (previa a las prestaciones familiares) de las familias potencialmente receptoras de la prestación en Cataluña, y ubicamos a estas familias en la distribución de la renta global de los hogares catalanes. A continuación, procedemos a cuantificar el impacto de la prestación sobre la renta disponible de las familias receptoras.

Para la elaboración de la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) de 2008, se entrevistó a 1.426 familias residentes en Cataluña, 142 de las cuales tenían hijos nacidos entre 2005 y 2008 (es decir, eran elegibles para recibir la prestación en el año 2007 o 2008). En la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF) de 2008, el tamaño de la muestra de Cataluña es de 2.050 hogares, 218 de los cuales con hijos nacidos entre 2005 y 2008. La

variable «renta neta del hogar antes de prestaciones familiares» procede de las variables siguientes en las dos bases de datos: la ECV pregunta por la renta neta total del hogar en 2007, de la cual obtenemos las prestaciones familiares, y la EPF pregunta por los ingresos mensuales regulares del hogar (netos), que presumiblemente corresponden a 2008, y que excluyen prestaciones de carácter no mensual.

La tabla 4.7 muestra la distribución de la renta para distintos percentiles para las dos bases de datos, tanto para el conjunto de todos los hogares como para el subgrupo de familias con hijos a cargo menores de tres años.

En primer lugar, hay que señalar la similitud en la distribución de la renta neta de los hogares en Cataluña estimada a partir de las dos bases de datos. La renta mediana era de unos veinticinco o veintiséis mil euros anuales. El percentil 25 se situaba alrededor de los 15.000 euros, y el 75, sobre los 35.000.

Como se puede observar en la tabla, **la distribución de la renta de las familias con hijos pequeños está por encima de la renta del total de hogares en todos los percentiles** (esto también se cumple si excluimos a los hogares con un cabeza de familia mayor de 50 o mayor de 55). Por ejemplo, según la ECV, la familia perceptora mediana tenía una renta de unos treinta mil euros anuales, en comparación con los 25.000 de la mediana de la distribución total de hogares. El percentil 25 de las familias perceptoras se situaba aproximadamente en el percentil 40 de la distribución total, mientras que la familia perceptora mediana tenía un nivel de renta equivalente al percentil 60 de la distribución global.

Tabla 4.7 Distribución de la renta de los hogares en Cataluña (2008, en euros)

Percentil	ECV 2008		EPF 2008	
	Todos los hogares	Hogares con hijos <3	Todos los hogares	Hogares con hijos <3
10	9.100	12.600	9.372	14.712
25	15.400	21.055	14.964	20.808
50	24.611	30.201	26.148	31.812
75	36.500	41.149	33.480	39.528
90	51.300	55.716	46.992	48.684
N. obs.	1.426	142	2.050	218

Nota: en la muestra se incluyen todos los hogares residentes en Cataluña.

En 2007, la prestación por hijo a cargo era de 625 euros al año durante los tres primeros años de vida del niño. La distribución de la renta de los hogares nos permite calcular en qué medida la prestación aumentó la renta disponible de las familias perceptoras. La respuesta es que, **en el caso de las familias con hijos en el percentil 10 de la**

distribución (entre 13.000 y 15.000 euros anuales), la prestación comportó un aumento de entre el 4 y el 5 % de su renta anual disponible. Es decir, la ayuda permite a estas familias subir del percentil 10 al 12 de la distribución de la renta previa a la ayuda, durante 3 años.

En el caso de las familias en el percentil 25 de la distribución, la ayuda supone un aumento del 3 % en su renta disponible, y de un 2 % para la familia mediana. Cuando subimos a la parte alta de la distribución de la renta, como es evidente, la ayuda representa una proporción muy baja de la renta (el 1,5 % para el percentil 75 y el 1 % para el percentil 90).

En resumen, el análisis de la distribución de la renta de las familias catalanas en el año 2008 nos permite llegar a la conclusión de que la prestación por hijo a cargo suponía un incremento en la renta anual disponible del hogar de más del 4 % para el 10 % de las familias receptoras más pobres (y de más del 2 % para la mitad de familias más pobres). En la sección siguiente evaluamos en qué medida la prestación permitía que las familias pudieran sufragar los gastos asociados directamente con el hijo a cargo.

4.3.2 Efectos sobre los gastos relacionados con los niños

En esta sección, utilizamos la *Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF)* para calcular el gasto total (anual) que supone para los hogares catalanes un hijo menor de tres años. Esto nos permite calcular qué fracción de estos gastos permite cubrir la prestación por hijo a cargo.

La EPF permite identificar distintos tipos de gastos. De entre todas las categorías de gasto, identificamos 14 que incluyen bienes o servicios directamente relacionados con los niños. De estas categorías, siete son exclusivamente infantiles: comida para el bebé, ropa y zapatos de niño o bebé, juguetes, educación infantil, guardería y otros productos de bebé (carritos, chupetes). La categoría «servicio doméstico» puede incluir niñeras, pero también servicios de limpieza no directamente relacionados con los niños. En último lugar, hay cinco categorías que incluyen productos relacionados con los niños, pero también no necesariamente relacionados: muebles (cuna y demás), utensilios de cocina (biberones, pasapurés), libros no de texto, material de papelería y material para el baño (pañales, toallitas).

Hacemos primero los cálculos para la definición más restrictiva de gastos relacionados con el bebé, y después volvemos a hacerlos para la definición más amplia (así como para una definición intermedia). En la tabla 4.8 se presentan los gastos relacionados con el niño para las tres definiciones y en distintos puntos de su respectiva distribución. A continuación, se muestra qué proporción de estos gastos podría cubrirse con la cuantía de la prestación, también para las tres definiciones de gasto en el niño y para los distintos puntos de la distribución.

Tabla 4.8 La prestación y los gastos relacionados con los niños en Cataluña

Percentil	Def. 1	Def. 2	Def. 3	% Ayuda	% Ayuda	% Ayuda
10	1.042	300	298	60,0 %	208,3 %	209,7 %
25	2.138	1.115	1.095	29,2 %	56,1 %	57,1 %
50	3.837	2.528	2.287	16,3 %	24,7 %	27,3 %
75	7.558	5.083	4.316	8,3 %	12,3 %	14,5 %
90	10.884	8.292	7.027	5,7 %	7,5 %	8,9 %

Fuente: *Encuesta de presupuestos familiares* (2008)

Según la definición más estricta (la 3 de la tabla 4.8), **el gasto mediano en bienes y servicios relacionados con el bebé era de 2.287 euros anuales (1.095 para el percentil 25, 4.326 para el 75). Dado que la prestación en el año 2007 era de 625 euros, esta cantidad cubriría gran parte de los gastos: el 27 % para la familia mediana, el 57 % para el percentil 25, y a las familias en el percentil 10 les sobraría dinero.**

Según la definición más amplia, la prestación cubriría el 16 % de los gastos para la familia mediana, casi el 30 % para el percentil 25 y el 60 % para el percentil 10.

A continuación desagregamos los gastos relacionados con los niños pequeños por categoría, para entender qué tipo de gasto supone un coste más elevado para la mayoría de familias. La categoría con un gasto mediano más alto resulta ser la de «ropa para niños y bebés» (gasto mediano de 591 euros anuales), y en segundo lugar «artículos no eléctricos para atención personal» (gasto mediano de 488). No obstante, en este segundo grupo de gasto se incluyen tanto productos de bebe (pañales, toallitas) como muchos otros productos no relacionados con los niños. Para la familia mediana, la prestación permitiría cubrir completamente cualquiera de estas dos categorías de gasto. En tercer lugar, y aunque el gasto mediano sea cero, la categoría de gasto con el percentil 75 más elevado es «educación infantil de primer ciclo», es decir, guarderías.

En síntesis, la prestación de 2007 permitía que la cuarta parte más pobre de las familias cubriera, como mínimo, el 30 % de los gastos asociados con el bebé, y que la mitad más pobre de las familias cubriera al menos un 16 % del gasto.

4.4 El efecto de la prestación sobre la conciliación

En esta sección queremos estudiar si la prestación favoreció la conciliación de la vida familiar y laboral. Nuestra interpretación del concepto *conciliación* es, en este caso, que la ayuda favorecería la conciliación si permitiera que las madres de hijos en edades previas a la escolarización obligatoria se reincorporasen al mercado laboral antes (o trabajando más horas).

Numerosos trabajos de investigación han estudiado los efectos de distintas ayudas públicas sobre la participación laboral femenina y, en particular, sobre la de las madres.³ Desde un punto de vista teórico, en un modelo estático de oferta de trabajo, un aumento en la renta no laboral de la familia podría generar tanto un aumento como una reducción de la participación laboral de la madre.⁴ Sin embargo, numerosos estudios han documentado efectos negativos de las ayudas monetarias condicionadas a un umbral máximo de renta sobre la oferta laboral de las madres (véase, por ejemplo, la revisión de la literatura de Moffit, 2002). En cambio, las ayudas condicionadas a la ocupación de las madres o las que abaratan directamente los servicios de guardería o de atención de los hijos parecen tener efectos positivos.

Diversos artículos recientes analizan el caso español (a nivel del conjunto del Estado) y son, por tanto, los más cercanos al caso que nos ocupa. Sánchez y Sánchez (2011) estudian el efecto de la ayuda de 100 euros mensuales para madres trabajadoras introducida en el año 2003, y concluyen que aumentaron la participación de las madres en el mercado laboral en un 5 %. Azmat y González (2010) confirman este resultado, aunque sus resultados sugieren un efecto menor, alrededor del 2 %. Por otra parte, Nollenberger y Rodríguez (2011) consideran que la escolarización universal de los niños de tres años en España resultó en un aumento en torno al 9 % en la tasa de ocupación y las horas trabajadas de las madres con hijos de tres años. Finalmente, González (2011) encuentra que el cheque-bebé de 2007 (una ayuda no condicionada a la renta ni a la participación laboral) tuvo como consecuencia un retraso en la vuelta al trabajo de las madres perceptoras del subsidio.

En síntesis, el análisis de la literatura permite concluir que las políticas sociales tienen un gran potencial para influir sobre la participación laboral de las madres con hijos en edad preescolar. También parece ser que las características de las prestaciones importan: las ayudas condicionadas a la ocupación parecen incentivar la participación laboral mientras que las subvenciones de tipo universal pueden reducir la ocupación de madres con hijos pequeños.

³ Véase, por ejemplo, Eissa y Leibman (1996) o Meyer y Rosenmabum (2001), que estudia los efectos del EITC en los Estados Unidos, o Milligan y Stabile (2007) para Canadá.

⁴ En función de si el «ocio» o el tiempo en el hogar es un «bien normal» o no.

Para poder determinar el efecto de la prestación catalana por hijo a cargo sobre la conciliación, estudiamos el comportamiento laboral de las madres en Cataluña en comparación con otras comunidades autónomas, antes y después de la prestación, utilizando datos de la *Encuesta de Población Activa* (1992-2006), y siguiendo la misma estrategia de dobles diferencias de la sección 4.2. En concreto, estimamos una ecuación como la (2) del cuadro 4.3, con la excepción de que ahora la variable dependiente es el número de horas trabajadas a la semana (o un indicador de si una mujer está trabajando o no). Por tanto, el análisis es análogo al del efecto de la prestación sobre la fertilidad.

En primer lugar, analizamos las horas de trabajo para el conjunto de madres con hijos menores de tres años. Estas mujeres son las afectadas «directamente» por la prestación, es decir, han recibido la prestación el mismo año en que son entrevistadas. En segundo lugar, estudiamos el comportamiento laboral de las madres con hijos de entre tres y cinco años, es decir, en edad preescolar. Aunque estas madres no reciben la prestación el mismo año de la entrevista, sí que la han recibido en un pasado reciente, cuando el niño tenía menos de tres años. Por tanto, el comportamiento de estas madres puede reflejar un efecto «indirecto», o a medio plazo, de la prestación. Finalmente, reproducimos el análisis para la muestra de mujeres sin ningún hijo menor de 16 años. Este último grupo funciona como «grupo de control», en el sentido de que estas mujeres no se han visto afectadas por la prestación en absoluto (ni en el momento de la entrevista ni en un pasado reciente).

En la tabla 4.9 se muestra el efecto estimado de la prestación sobre las horas trabajadas por semana y, a continuación, descompone, por una parte, el efecto sobre las horas trabajadas entre las mujeres que tienen un trabajo (es decir, sin incluir aquellas con un número de horas trabajadas igual a cero) y, por otra, el efecto sobre la participación laboral (es decir, sobre el hecho de estar trabajando respecto a no estarlo) para el conjunto de todas las mujeres.

El efecto estimado global sobre las horas trabajadas (primera fila de la tabla 4.9) es positivo y significativo tanto para las mujeres con hijos de cero a dos años como para las madres de niños de tres a cinco (utilizando la especificación 2, con tendencias de comunidad autónoma). No obstante, el «efecto» estimado es de magnitud similar para mujeres sin hijos, hecho que pone en duda que estemos capturando el efecto de la prestación y no el de otros factores que afectan a todas las mujeres en Cataluña. Puede decirse lo mismo sobre el efecto en la tasa de ocupación (tercera fila), ya que los coeficientes son positivos para los tres grupos de mujeres.

No obstante, parece ser que sí existe un efecto diferencial para las madres en el número de horas trabajadas (para el subconjunto de mujeres que trabajan, en la segunda fila). **Las mujeres con trabajo y con hijos pequeños aumentaron sus horas de trabajo en unas dos horas semanales en Cataluña, en comparación con otras comunidades autónomas, este aumento no se observa para las mujeres sin hijos.** Así, es posible

que la prestación facilitase un aumento en las horas de trabajo para las mujeres trabajadoras con hijos pequeños.

Tabla 4.9 Efecto de la prestación sobre las horas trabajadas

	Hijos de 0 a 2		Hijos de 3 a 5		Ningún hijo de 0 a 15	
	1	2	1	2	1	2
Horas trabajadas	-0,417	1,842 *	-0,372	2,952 *	-1,014 *	2,129 *
Horas si >0	0,408	1,648 *	0,729	1,932 **	0,5372 **	-0,1785 **
Trabajando	0,0197 *	0,029 6	0,0182	0,056 5 **	-0,0190 *	0,0399 *
Controles indiv.	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Núm. de CC. AA.	17	17	17	17	17	17
Tendencia x CC. AA.	No	Sí 58.09	No	Sí 51.33	No 120.16	Sí 120.16
N	58.091	1	51.330	0	7	7

Nota: la muestra está formada por mujeres de 18 a 49 años en todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla. Cada fila se corresponde con una variable dependiente diferente. Los datos comprenden el periodo 1992-2006. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de comunidad autónoma y año.

Las regresiones no utilizan pesos. La tabla muestra el coeficiente correspondiente a Cataluña durante los años postprestación. Tres asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 99 % de confianza, dos indican significatividad al 95 % y uno, al 90 %.

La tabla 4.10 muestra los efectos desagregados para distintos subgrupos de mujeres (por nivel educativo, origen nacional, edad y número de hijos). En este caso, agrupamos las mujeres con hijos de cero a cinco años para simplificar la presentación de las tablas.

Según el nivel educativo (panel A):

- En el caso de las madres de nivel educativo bajo (panel A, primera columna), la prestación parece tener un efecto negativo y significativo sobre su participación laboral. Este efecto no se observa en las mujeres sin hijos. Sin embargo, este resultado no es robusto si se incluyen tendencias diferenciales por comunidad autónoma (especificación 2).
- Para las mujeres de nivel educativo medio, la primera especificación no muestra ningún efecto significativo. Al añadir las tendencias por comunidad autónoma, los coeficientes pasan a ser positivos y significativos para las tres variables de participación laboral. Sin embargo, la magnitud y significatividad son parecidas para las mujeres sin hijos, motivo por el cual parece poco razonable atribuir estos «efectos» a la prestación.

- Finalmente, en el caso de las mujeres con educación universitaria, se observa un efecto positivo y significativo sobre las horas trabajadas, que es robusto si se incluyen las tendencias por comunidad autónoma. La segunda especificación también sugiere un efecto positivo sobre la tasa de ocupación. Estos efectos no se encuentran para las mujeres con educación universitaria sin hijos.

En resumen, las regresiones por nivel educativo indican que la prestación puede haber contribuido a aumentar la participación laboral de las madres con un nivel educativo alto. No encontramos ningún efecto para mujeres de nivel educativo medio. En lo que respecta a las de nivel educativo bajo, de haber un efecto, sería negativo. Estos resultados sugieren que los efectos de la prestación sobre la oferta laboral de las madres pueden haber sido heterogéneos, y pueden haber permitido a algunas madres trabajar más y a otras quedarse en casa durante más tiempo.

El panel B muestra los resultados por grupos de edad (la edad media y la mediana de las madres de la muestra es de 33 años):

- Para la submuestra de madres jóvenes (menores de 31 años), la primera especificación sugiere que la prestación tuvo un efecto negativo sobre su tasa de participación laboral, aunque este resultado no es robusto si se incluyen las tendencias por comunidad autónoma.
- Para las madres con edades entre 31 y 35 años se obtienen coeficientes positivos y significativos en la segunda especificación tanto para horas como para la ocupación, y estos efectos no se observan (o tienen una magnitud menor) entre las mujeres sin hijos.
- En último lugar, para las madres mayores de 35 años se observa un efecto positivo y significativo sobre las horas trabajadas (entre las mujeres que trabajan) que, sin embargo, no es robusto si se incluyen las tendencias por comunidad autónoma.

En síntesis, **existe un efecto positivo de la prestación sobre la participación en el mercado laboral y el número de horas trabajadas para las mujeres de entre 31 y 35 años, efecto que no aparece en el caso de las madres más jóvenes o más mayores.**

A continuación, el panel C separa los efectos según el número de hijos:

- Para las madres con solo un hijo menor de 5 años, parece haber un efecto positivo de la prestación sobre el número de horas trabajadas para las mujeres con trabajo, que no se observa para las mujeres sin hijos.

- Por el contrario, no se detecta ningún efecto significativo sobre la oferta de trabajo de madres con más de un hijo de entre cero y cinco años.

Finalmente, el panel D separa las mujeres según su origen nacional (aunque hay que tener en cuenta que solamente el 5 % de las mujeres de la muestra nacieron en el extranjero).

- En el caso de las mujeres de origen inmigrante, parece haber un efecto negativo de la prestación tanto sobre las horas trabajadas como sobre la participación en el mercado laboral, efectos con una magnitud robusta ante la inclusión de tendencias de comunidad autónoma y que no se observan para las mujeres inmigrantes sin hijos.
- Por el contrario, para las mujeres nacidas en España observamos un efecto positivo de la prestación sobre las horas trabajadas (condicionadas a tener trabajo), que es robusto si se incluyen las tendencias de comunidad autónoma y que no se observa para las mujeres nativas sin hijos.

Los resultados por lugar de nacimiento corroboran la conclusión de que los efectos de la prestación sobre la participación laboral de las madres parecen haber sido heterogéneos según sus características demográficas. **En particular, la prestación parece haber contribuido a una mayor participación de las madres en el mercado de trabajo en el caso de mujeres nativas, de entre 31 y 35 años, con un solo hijo o de nivel educativo alto. Por el contrario, la prestación podría haber reducido la participación laboral de madres con nivel educativo bajo de origen inmigrante.**

Estos resultados pueden resultar sorprendentes, ya que el efecto positivo de la prestación sobre la participación en el mercado laboral se detecta para las mujeres con características propias de un nivel socioeconómico medio, cuyo nivel de renta no debería de verse demasiado afectado por la prestación. No obstante, son precisamente estas mujeres las que parecen haber aumentado su participación laboral a consecuencia de la prestación.

Si combinamos estos resultados con los de las secciones anteriores, la prestación parece ser efectiva en términos de estimulación de la natalidad para el sector de la población menos favorecido económicamente, mientras que para este mismo grupo no detectamos ningún efecto positivo sobre la ocupación o sobre las horas trabajadas (en todo caso, el efecto es negativo). En cambio, detectamos un efecto positivo de la prestación en la conciliación para las mujeres de estatus socioeconómico más alto, pero el resultado procede sobre todo de un aumento en las horas trabajadas, es decir, no es que una mayor proporción de madres trabajen o que empiecen a trabajar antes después de haber tenido un hijo, sino que son las horas trabajadas a la semana las que parecen haber experimentado un ligero aumento.

Una explicación posible es que distintos grupos de mujeres reaccionan de forma distinta ante un aumento de la renta no laboral. Las mujeres con trabajos de menor calidad pueden preferir utilizar la prestación para comprar tiempo en casa con los ingresos extraordinarios, mientras que las mujeres con mejores trabajos (mejor pagadas y/o con condiciones más gratificantes) prefieren utilizar el dinero adicional para trabajar más horas (aumentando el tiempo de guardería, por ejemplo).

Tabla 4.10 Resultados horas de trabajo y ocupación por subgrupos (EPA 1992-2006)

A. Por nivel educativo														
	Bajo				Medio				Alto					
	Hijos de 0 a 5		Sin hijos		Hijos de 0 a 5		Sin hijos		Hijos de 0 a 5		Sin hijos			
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2		
Horas	-1,454 *	1,109	-0,523	0,949	-0,115	2,466 **	-0,572	3,786 ***	-0,702	4,164 ***	-1,635 **	1,38		
Horas si >0	-0,782	2,622	-0,16	-1,431	0,59	1,935 **	0,864 ***	1,347 **	1,113 **	1,692 **	0,003	-1,868 **		
Ocupación	-0,019	0,003	-0,006	0,042	-0,013	0,05 *	-0,008	0,05 **	-0,037 **	0,071 **	-0,019	0,029		
B. Por edad de la madre														
	Madre <31				Madre 31-35				Madre >35					
	Hijos de 0 a 5		Sin hijos		Hijos de 0 a 5		Sin hijos		Hijos de 0 a 5		Sin hijos			
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2		
Horas	-1,416 **	1,883	-1,092 *	2,047	0,395	2,718 **	-1,641 *	1,461	-0,036	2,077	-0,62	2,179 ***		
Horas si >0	0,134	1,198	0,179	0,731	0,6	2,108 **	0,523	-1,305	1,2 **	1,602	0,683 **	-0,428		
Ocupación	-0,036 **	0,032	-0,023	0,03	-0,005	0,05 *	-0,033 *	0,025	-0,017	0,038	-0,009	0,044 **		
C. Por número de hijos														
	Un hijo de 0 a 5						Más de un hijo de 0 a 5							
	1		2		1		2		Sin hijos					
	1	2	1	2	1	2								
Horas	-0,68	3,452 ***	-0,423	1,333	-1	2,1 ***								
Horas si +	0,444	2,19 ***	0,615	1,308	0,532 **	-0,202								
Ocupación	-0,026 **	0,061 **	-0,019	0,022	-0,019 **	0,04 ***								
D. Por origen de la madre														
Origen	Inmigrantes						Nativas							
	Hijos de 0 a 5		Sin hijos		Hijos de 0 a 5		Sin hijos							
	1	2	1	2	1	2	1	2						
Horas	-4,828 ***	-4,64	-3,609 **	3,335	0,152	2,791 ***	-0,767 **	2,026 ***						
Horas si +	-2,961	-2,38	-1,355	2,651	0,766 **	1,923 ***	0,631 ***	-0,319						
Ocupación	-0,084 **	-0,119 *	-0,041	0,021	-0,01	0,052 ***	-0,016 **	0,04 ***						

Nota: la muestra está formada por mujeres de 18 a 49 años en todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla. Cada fila se corresponde con una variable dependiente diferente. Los datos comprenden el periodo 1992-2006. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de comunidad autónoma y año. La especificación 2 incluye además tendencias lineales distintas para cada región. Las regresiones no utilizan pesos. La tabla muestra el coeficiente correspondiente a Cataluña durante los años postprestación. Tres asteriscos indican que el coeficiente es significativo al 99 % de confianza, dos indican significatividad al 95 % y uno, al 90 %.

5. Simulación de una prestación universal

5.1 Características de la prestación simulada

- Prestación universal (sin condiciones de renta ni de situación laboral de los progenitores) de 350 euros el primer año para los primeros hijos, de 650 euros/año hasta los seis años de edad para los segundos hijos y de 1.000 euros/año hasta los 10 años (inclusive) para los terceros hijos y posteriores.
- La prestación se cobra el mismo año de nacimiento en el caso de los primeros hijos, en el mismo año de nacimiento y los cinco posteriores en el caso de los segundos hijos y en el mismo año y nueve años siguientes en el caso de los terceros hijos y posteriores.
- El tipo de prestación para cada hijo está determinada por el número de hermanos mayores en el momento de nacer y no varía con los nacimientos posteriores que se puedan producir en el hogar (por ejemplo, un primer hijo solamente concede derecho a 350 euros el primer año y esta prestación es invariable tanto si se queda en hijo único como si tiene un hermano al cabo de un tiempo).
- La prestación es acumulativa, es decir, en un mismo hogar en el que dos o más hijos tienen derecho a la prestación por su edad y orden, la prestación total corresponderá a la suma de los derechos de todos ellos (por ejemplo, tres hermanos de dos, cuatro y ocho años daría lugar a una prestación de 650 euros por segundo hijo menor de seis años más una prestación de 1.000 euros por un tercer hijo menor de 10 años = 1.650 euros).
- Si el hogar es monoparental, la prestación aumenta en 650 euros por cada niño con derecho a prestación (en el ejemplo del punto anterior, la prestación total sería de 1.650 euros + (650 euros X 2 hijos con derecho a prestación) = 2.950 euros).
- A partir de la fecha de puesta en marcha del nuevo sistema (1/1/2012), la prestación cubre a todos los niños que cumplan las condiciones mencionadas de edad y de posición en el hogar, no solamente a los nacidos a partir de 2012 (así, tres hermanos que en 2012 tuvieran dos, cuatro y ocho años tendrían derecho a una prestación —en 2012— de 0 euros el primero, de 650 euros el segundo y de 1.000 euros el tercero = 1.650 euros).

5.2 Asunciones de la simulación

- 1) El total de nacimientos que se producirán en el periodo 2012-2021 en Cataluña son los que prevé la última proyección de IDESCAT, realizada en 2008, y que se muestran en la tabla 5.1. En los tres escenarios se describe una reducción continuada de la natalidad con distintos niveles de intensidad.

Tabla 5.1 Escenarios de natalidad 2011-2020 previstos por IDESCAT

Año	Nacimientos (escenario bajo)	Nacimientos (escenario medio)	Nacimientos (escenario alto)
2011	80.500	86.400	90.300
2012	78.500	84.400	89.100
2013	76.200	82.800	88.300
2014	73.800	80.900	87.100
2015	71.300	78.900	85.900
2016	68.900	77.100	84.800
2017	66.700	75.400	83.800
2018	64.600	73.800	82.900
2019	62.700	72.500	82.300
2020	61.100	71.400	81.900

Fuente: <http://www.idescat.cat/cat/idescat/publicacions/cataleg/pdfdocs/pp2021-2041pr.pdf>

La tabla 5.2 muestra las desviaciones de estas proyecciones respecto a los nacimientos efectivos registrados en la base de datos de prestaciones para niños a cargo del Departamento de Bienestar y Familia, siendo el escenario bajo el que más se aproxima a la natalidad real registrada en los años 2009 y 2010.

Tabla 5.2 Comparación entre los escenarios de natalidad 2011-2020 previstos por IDESCAT y el número de niños efectivamente nacidos, según la base de datos del DBF

	Real	Escenario alto	Desviación	Escenario medio	Desviación	Escenario bajo	Desviación
2008	87.674	90.600	3,3 %	89.900	2,5 %	85.000	-3,0 %
2009	81.678	91.100	11,5 %	89.500	9,6 %	84.000	2,8 %
2010	76.947	90.900	18,1 %	88.200	14,6 %	82.100	6,7 %

Dado que para los años 2009 y 2010 incluso el escenario bajo representa una sobreestimación respecto a la natalidad real, y considerando que en estos dos años concurren circunstancias económicas excepcionales, hemos adoptado tres escenarios: uno bajo, en el que la natalidad para todos los años entre 2011 y 2020 corresponde al escenario bajo de IDESCAT (en caso de que la tendencia de los años 2008-2010 se consolide); un segundo escenario bajo-medio, en el que la natalidad para los años 2011 y 2012 se corresponde con la proyección baja de IDESCAT y a partir de 2013 se recuperaría ligeramente y pasaría a ser la del escenario medio; y un último escenario bajo-medio-alto, en el que la natalidad para el periodo 2011-2012 es la del escenario bajo, en el

periodo 2013-2015 la del escenario medio y entre 2016 y 2020, la del escenario más alto.

- 2) La proporción de nacimientos de primeros, segundos y terceros hijos y posteriores en los hogares catalanes se mantiene constante entre 2012 y 2020, en un valor correspondiente a la media de los valores observados para los años 2008 y 2010 en la base de datos de prestaciones por niño a cargo del Departamento de Bienestar y Familia (es decir, un 50,1 % de primeros hijos, un 36,9 % de segundos hijos y un 13,0 % de terceros o posteriores). Estas mismas proporciones se han aplicado a los años del periodo 2003 a 2007, para el cual los datos disponibles no han permitido describir con precisión la distribución real de los recién nacidos según su posición en el hogar.
- 3) La proporción de hogares monoparentales (según la definición de la prestación: hogares constituidos por familias con menores que conviven y dependen económicamente de una sola persona), se mantiene constante entre 2011 y 2021 en el valor observado para el año 2010 en la base de datos de prestaciones por niño a cargo del Departamento de Bienestar y Familia (es decir, un 2,2 %, distribuido entre un 1,5 % correspondiente a primeros hijos, un 0,5 % a segundos hijos y un 0,2 % a terceros y posteriores).
- 4) Las tres asunciones anteriores implican que el nuevo diseño de la prestación no tendría ningún efecto sobre el número de nacimientos totales, sobre el número de hijos por hogar ni sobre la proporción de hogares monoparentales. Si se produjera algún efecto, revertiría en un aumento de la natalidad y, por tanto, de los costes del programa.
- 5) Los cálculos se han realizado asumiendo que durante el periodo 2012-2020 no habrá mortalidad infantil ni movimientos migratorios de niños de 10 o menos años.
- 6) Hemos supuesto que la base de datos de prestaciones por niño a cargo del Departamento de Bienestar y Familia representa de forma fidedigna la proporción de hogares monoparentales y de hogares con uno, dos y tres y más hijos en Cataluña (es decir, que no hay fraudes ni errores y que la cobertura actual de la prestación es del 100 %). No obstante, la base de datos no es consistente al agrupar sistemáticamente a todos los niños de un mismo hogar en un único expediente, lo cual puede haber conducido a una subestimación del tamaño de los hogares (y, por tanto, del coste del programa).

5.3 Resultados de la simulación

En la tabla 5.3 se recogen los nacimientos por año según la posición del niño en el hogar, que se derivan de las bases de datos disponibles y de las asunciones descritas hasta ahora. Sobre la base de esta tabla, las tablas 5.4 y 5.5 y los gráficos 5.1 a 5.3 que las ilustran muestran los resultados de la simulación, de los cuales destacamos que:

- El pico de beneficiarios de la prestación se produciría entre 2012 y 2013 en los escenarios bajo y bajo-medio, con un número cercano a los trescientos veinticinco mil beneficiarios. En el escenario bajo-medio-alto, el máximo se produce en el año 2020 (330.000), aunque con una cifra solo un poco superior a la del resto de años del periodo.
- La mayor parte del estoc de beneficiarios, en cualquiera de los años y escenarios contemplados, corresponde a los segundos hijos (alrededor del cincuenta y cinco por ciento), seguida por los terceros y posteriores (33 %) y los primeros (12 %).
- La cifra total de beneficiarios decrece con el paso de los años, a medida que los niños del estoc de nacidos antes de 2012 alcanza la edad en que dejan de ser receptores, y únicamente son reemplazados parcialmente por los nacidos después de 2012. El mínimo se alcanza en el último año de la simulación (2020), con 295.000 beneficiarios en el escenario medio-bajo, y 262.000 en el bajo. El tercer escenario (bajo-medio-alto) es la excepción, ya que el número de beneficiarios se mantiene muy estable en todo el periodo, en un rango de entre 325.000 y 330.000 niños por año.
- En los escenarios bajo y bajo-medio, el coste de la prestación alcanza un valor máximo entre 2012 y 2013, con un valor cercano a los doscientos treinta y seis millones de euros (incluyendo el complemento de monoparentalidad), y se reduce con el paso de los años hasta alcanzar un mínimo en el año 2020 de 214 millones en el escenario medio-bajo, y de 191 en el bajo. Por el contrario, en el escenario bajo-medio-alto, el coste es bastante estable en todo el periodo y el máximo se produce en 2020, con un coste ligeramente superior a los 240 millones de euros.
- Para los tres escenarios, los costes se concentran en los segundos hijos (cerca del cuarenta y nueve por ciento en todos los años), y en los terceros y posteriores (alrededor del cuarenta y cuatro por ciento). Los primeros hijos representan alrededor del seis por ciento de los costes de la prestación en todos los años simulados. Por consiguiente, una eventual modificación del diseño de la prestación para reducir el coste del programa pasa, necesariamente, por modificar la edad máxima y la cantidad de la ayuda para estos dos grupos de niños.
- El complemento por monoparentalidad, en todos los escenarios y años, representa solamente un 0,5 % del coste total anual de la prestación.

Tabla 5.3 Nacimientos registrados y predichos (2003-2010)

Año	Escenario bajo				Escenario bajo-medio				Escenario bajo-medio-alto			
	Total	Primeros hijos	Segundos hijos	Terceros y posteriores	Total	Primeros hijos	Segundos hijos	Terceros y posteriores	Total	Primeros hijos	Segundos hijos	Terceros y posteriores
2003	73.333	36.740	27.060	9.533	73.333	36.740	27.060	9.533	73.333	36.740	27.060	9.533
2004	77.130	38.642	28.461	10.027	77.130	38.642	28.461	10.027	77.130	38.642	28.461	10.027
2005	81.362	40.762	30.023	10.577	81.362	40.762	30.023	10.577	81.362	40.762	30.023	10.577
2006	84.194	42.181	31.068	10.945	84.194	42.181	31.068	10.945	84.194	42.181	31.068	10.945
2007	84.821	42.495	31.299	11.027	84.821	42.495	31.299	11.027	84.821	42.495	31.299	11.027
2008	87.674	43.925	32.352	11.398	87.674	43.925	32.352	11.398	87.674	43.925	32.352	11.398
2009	81.678	40.921	30.139	10.618	81.678	40.921	30.139	10.618	81.678	40.921	30.139	10.618
2010	76.947	38.550	28.393	10.003	76.947	38.550	28.393	10.003	76.947	38.550	28.393	10.003
2011	80.500	40.331	29.705	10.465	80.500	40.331	29.705	10.465	80.500	40.331	29.705	10.465
2012	78.500	39.329	28.967	10.205	78.500	39.329	28.967	10.205	78.500	39.329	28.967	10.205
2013	76.200	38.176	28.118	9.906	82.800	41.483	30.553	10.764	82.800	41.483	30.553	10.764
2014	73.800	36.974	27.232	9.594	80.900	40.531	29.852	10.517	80.900	40.531	29.852	10.517
2015	71.300	35.721	26.310	9.269	78.900	39.529	29.114	10.257	78.900	39.529	29.114	10.257
2016	68.900	34.519	25.424	8.957	77.100	38.627	28.450	10.023	84.800	42.485	31.291	11.024
2017	66.700	33.417	24.612	8.671	75.400	37.775	27.823	9.802	83.800	41.984	30.922	10.894
2018	64.600	32.365	23.837	8.398	73.800	36.974	27.232	9.594	82.900	41.533	30.590	10.777
2019	62.700	31.413	23.136	8.151	72.500	36.323	26.753	9.425	82.300	41.232	30.369	10.699
2020	61.100	30.611	22.546	7.943	71.400	35.771	26.347	9.282	81.900	41.032	30.221	10.647

Fuente de los datos

	Valores estimados (utilizando la base de datos del DBF)
	Valores observados (base de datos del DBF)
	Predicho (IDESCAT - Escenario bajo)
	Predicho (IDESCAT - Escenario medio)
	Predicho (IDESCAT - Escenario alto)

Tabla 5.4 Beneficiarios acumulados por año (2012-2020)

	Escenario bajo				Escenario bajo-medio				Escenario bajo-medio-alto			
	Primeros hijos	Segundos hijos	Terceros y posteriores	Totales	Primeros hijos	Segundos hijos	Terceros y posteriores	Totales	Primeros hijos	Segundos hijos	Terceros y posteriores	Totales
2012	39.329	180.854	104.798	324.981	39.329	180.854	104.798	324.981	39.329	180.854	104.798	324.981
2013	38.176	177.673	105.171	321.020	41.483	180.109	106.029	327.620	41.483	180.109	106.029	327.620
2014	36.974	172.554	104.738	314.265	40.531	177.609	106.519	324.659	40.531	177.609	106.519	324.659
2015	35.721	168.724	103.430	307.875	39.529	176.584	106.199	322.312	39.529	176.584	106.199	322.312
2016	34.519	165.755	101.442	301.715	38.627	176.640	105.277	320.544	42.485	179.482	106.278	328.244
2017	33.417	160.663	99.086	293.165	37.775	174.758	104.052	316.586	41.984	180.699	106.145	328.828
2018	32.365	155.534	96.086	283.984	36.974	173.024	102.248	312.246	41.533	182.323	105.524	329.380
2019	31.413	150.552	93.619	275.584	36.323	169.223	101.055	306.601	41.232	182.138	105.605	328.976
2020	30.611	145.866	91.559	268.036	35.771	165.718	100.334	301.823	41.032	182.507	106.249	329.788

Tabla 5.5 Coste de la prestación por año, incluyendo el complemento de monoparentalidad (en millones de euros, 2012-2020)

		Primeros hijos	Coste	Complem. monopar.	Coste total	Segundos hijos	Coste	Complem. monopar.	Coste total	Terceros y posteriores	Coste	Complem. monopar.	Coste total	Coste total
Escenario bajo	2012	39.329	13,76	0,38	14,15	180.854	117,56	0,59	118,14	104.798	104,80	0,14	104,93	237,23
	2013	38.176	13,36	0,37	13,73	177.673	115,49	0,58	116,06	105.171	105,17	0,14	105,31	235,11
	2014	36.974	12,94	0,36	13,30	172.554	112,16	0,56	112,72	104.738	104,74	0,14	104,87	230,90
	2015	35.721	12,50	0,35	12,85	168.724	109,67	0,55	110,22	103.430	103,43	0,13	103,56	226,63
	2016	34.519	12,08	0,34	12,42	165.755	107,74	0,54	108,28	101.442	101,44	0,13	101,57	222,27
	2017	33.417	11,70	0,33	12,02	160.663	104,43	0,52	104,95	99.086	99,09	0,13	99,21	216,19
	2018	32.365	11,33	0,32	11,64	155.534	101,10	0,51	101,60	96.086	96,09	0,12	96,21	209,46
	2019	31.413	10,99	0,31	11,30	150.552	97,86	0,49	98,35	93.619	93,62	0,12	93,74	203,39
	2020	30.611	10,71	0,30	11,01	145.866	94,81	0,47	95,29	91.559	91,56	0,12	91,68	197,98
Escenario bajo-medio	2012	39.329	13,76	0,38	14,15	180.854	117,56	0,59	118,14	104.798	104,80	0,14	104,93	237,23
	2013	41.483	14,52	0,40	14,92	180.109	117,07	0,59	117,66	106.029	106,03	0,14	106,17	238,75
	2014	40.531	14,19	0,40	14,58	177.609	115,45	0,58	116,02	106.519	106,52	0,14	106,66	237,26
	2015	39.529	13,84	0,39	14,22	176.584	114,78	0,57	115,35	106.199	106,20	0,14	106,34	235,91
	2016	38.627	13,52	0,38	13,90	176.640	114,82	0,57	115,39	105.277	105,28	0,14	105,41	234,70
	2017	37.775	13,22	0,37	13,59	174.758	113,59	0,57	114,16	104.052	104,05	0,14	104,19	231,94
	2018	36.974	12,94	0,36	13,30	173.024	112,47	0,56	113,03	102.248	102,25	0,13	102,38	228,71
	2019	36.323	12,71	0,35	13,07	169.223	110,00	0,55	110,55	101.055	101,06	0,13	101,19	224,80
	2020	35.771	12,52	0,35	12,87	165.718	107,72	0,54	108,26	100.334	100,33	0,13	100,46	221,59
Escenario bajo-medio-alto	2012	39.329	13,76	0,38	14,15	180.854	117,56	0,59	118,14	104.798	104,80	0,14	104,93	237,23
	2013	41.483	14,52	0,40	14,92	180.109	117,07	0,59	117,66	106.029	106,03	0,14	106,17	238,75
	2014	40.531	14,19	0,40	14,58	177.609	115,45	0,58	116,02	106.519	106,52	0,14	106,66	237,26
	2015	39.529	13,84	0,39	14,22	176.584	114,78	0,57	115,35	106.199	106,20	0,14	106,34	235,91
	2016	42.485	14,87	0,41	15,28	179.482	116,66	0,58	117,25	106.278	106,28	0,14	106,42	238,95
	2017	41.984	14,69	0,41	15,10	180.699	117,45	0,59	118,04	106.145	106,14	0,14	106,28	239,43
	2018	41.533	14,54	0,40	14,94	182.323	118,51	0,59	119,10	105.524	105,52	0,14	105,66	239,71
	2019	41.232	14,43	0,40	14,83	182.138	118,39	0,59	118,98	105.605	105,61	0,14	105,74	239,56
	2020	41.032	14,36	0,40	14,76	182.507	118,63	0,59	119,22	106.249	106,25	0,14	106,39	240,37

Gráfico 5.1 Proyección de nacimientos 2012-2020

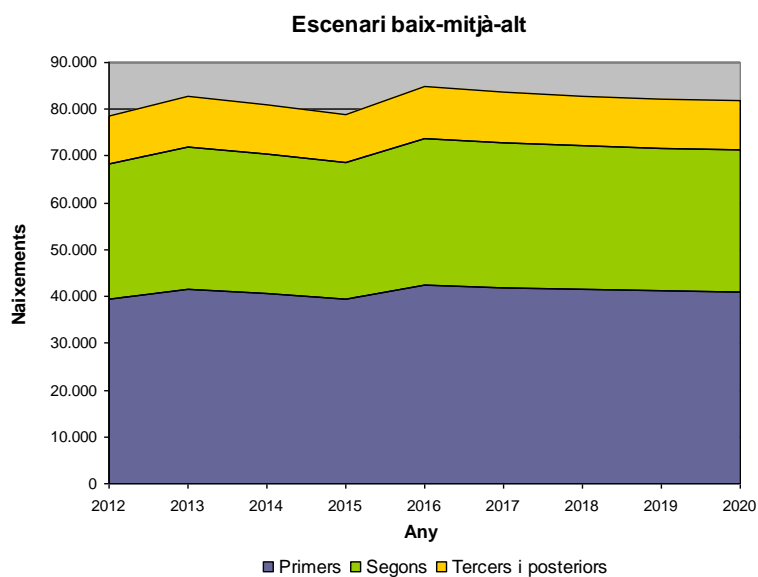
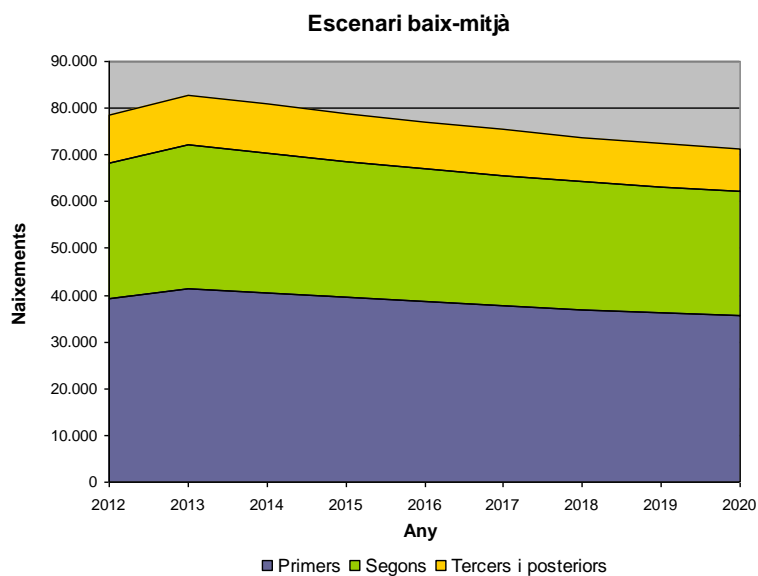
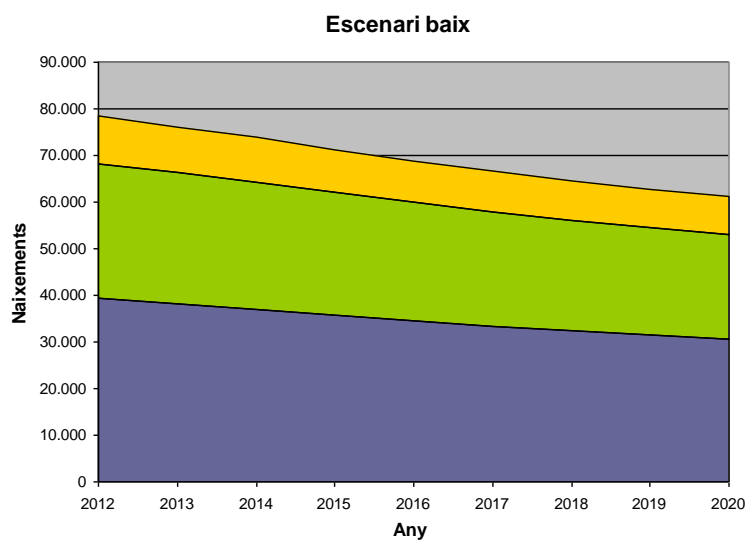


Gráfico 5.2 Proyección de beneficiarios 2012-2020

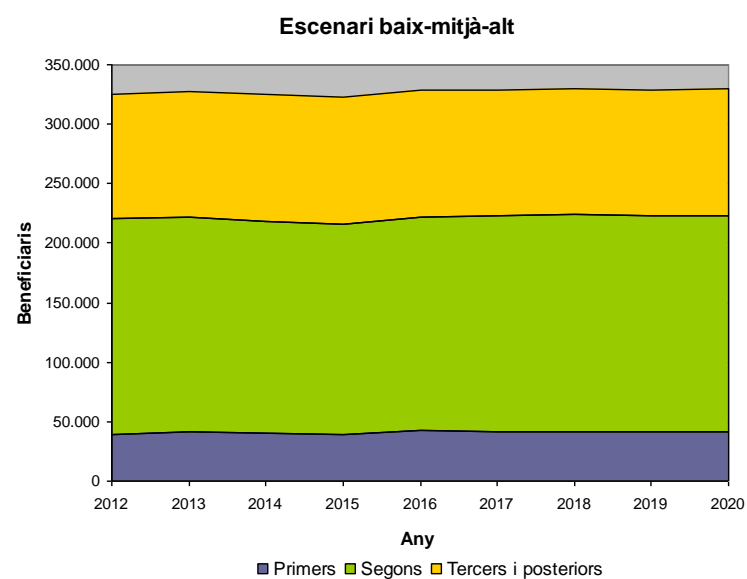
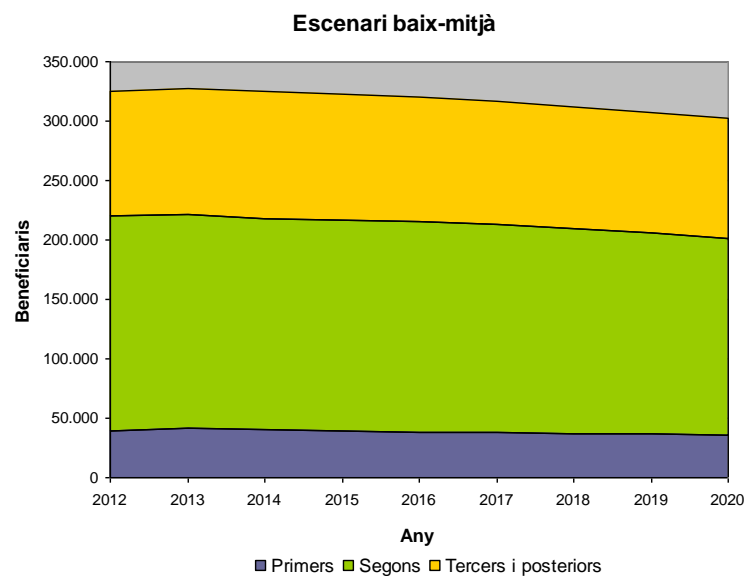
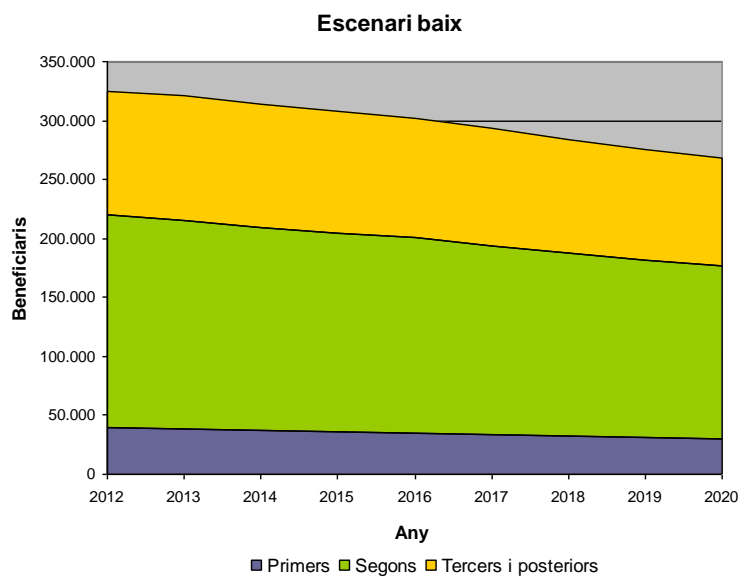
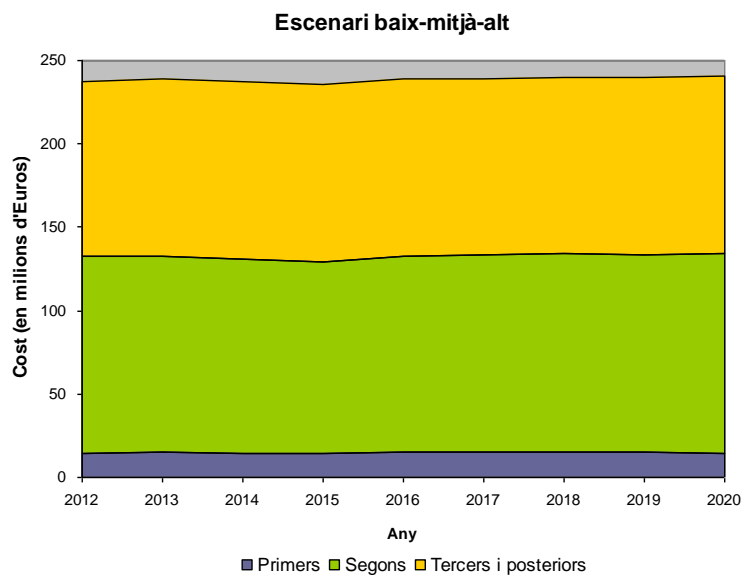
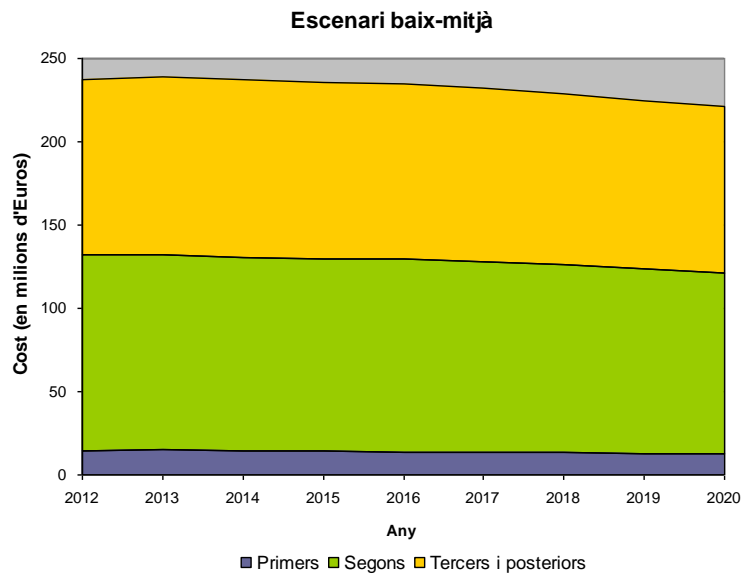
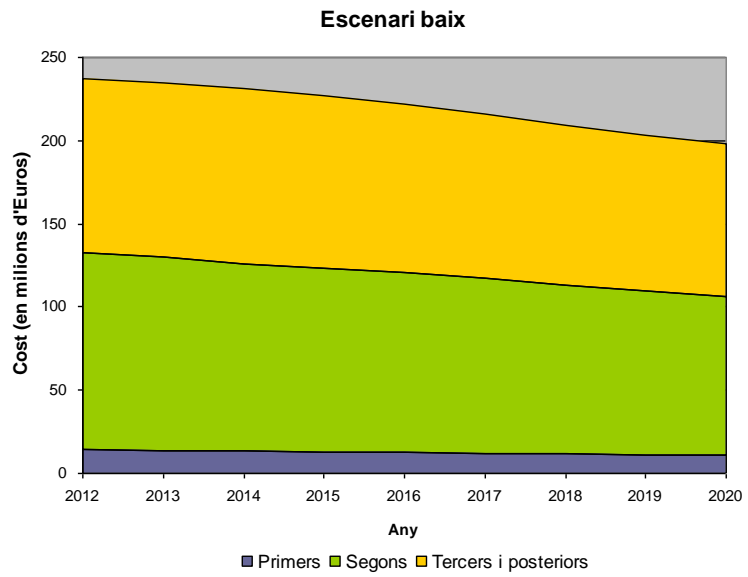


Gráfico 5.3 Proyección de costes 2012-2020



5.4 El comparador de simulaciones

El archivo **comparador.xls** permite comparar el coste simulado de diferentes diseños de prestación universales. Para cada diseño es posible introducir tres parámetros: la duración de la prestación, el importe anual de la prestación y el importe del complemento de monoparentalidad, y comprobar cómo diverge la proyección de los costes al modificar los parámetros.

A modo de ejemplo, los gráficos 5.4 y 5.5 muestran la comparación entre el diseño simulado en las secciones anteriores (350 euros para los primeros hijos, 650 euros para los segundos durante seis años y 1.000 euros para los terceros durante 10 años) y una alternativa. La primera consiste en acortar la duración de las ayudas a los segundos y terceros hijos hasta los cuatro y los ocho años, respectivamente, para contener el coste de la prestación (gráfico 5.4). La segunda concentra los importes en los tres primeros años, con el fin de vincular la ayuda al periodo en el que las familias deben afrontar los costes de guardería (gráfico 5.5). Ambas comparaciones están basadas en el escenario bajo-medio de natalidad.

Gráfico 5.4 Comparación de simulaciones estándar y concentrada en los tres primeros años

Opción 1	Ayuda en €	Duración en años	Compl. monop.	Opción 2	Ayuda en €	Duración en años	Compl. monop.
1 ^{er} hijo	350	1	650	1 ^{er} hijo	350	1	650
2 ^o hijo	650	6	650	2 ^o hijo	1.250	3	650
3 ^{er} hijo o +	1.000	10	650	3 ^{er} hijo o +	3.000	3	650

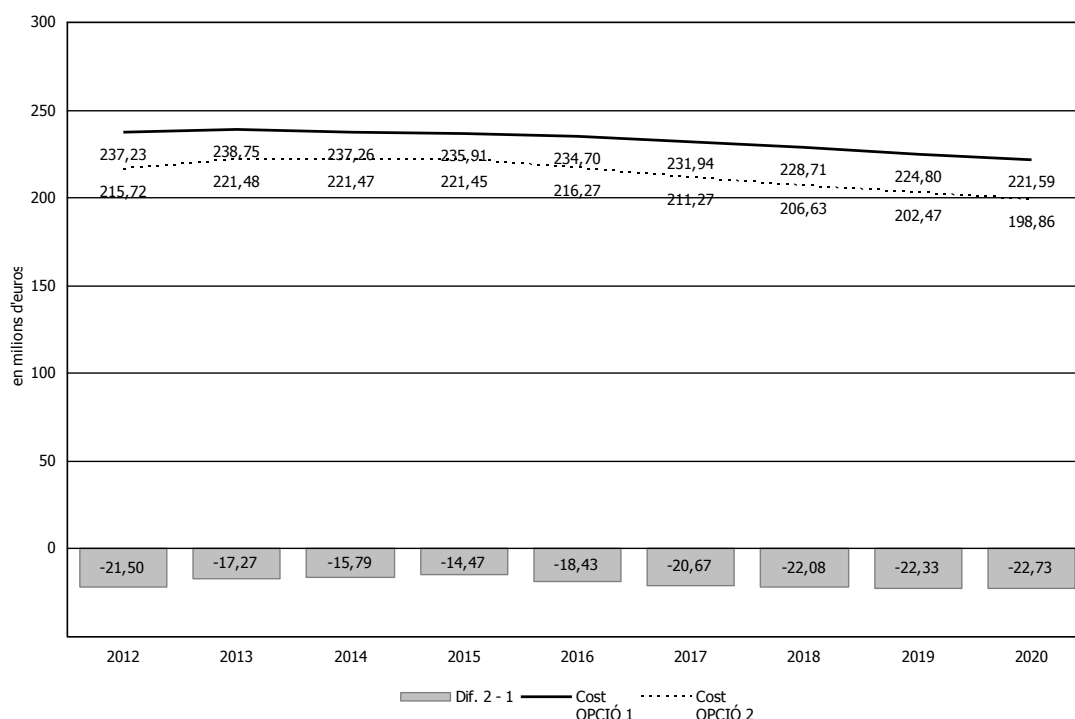
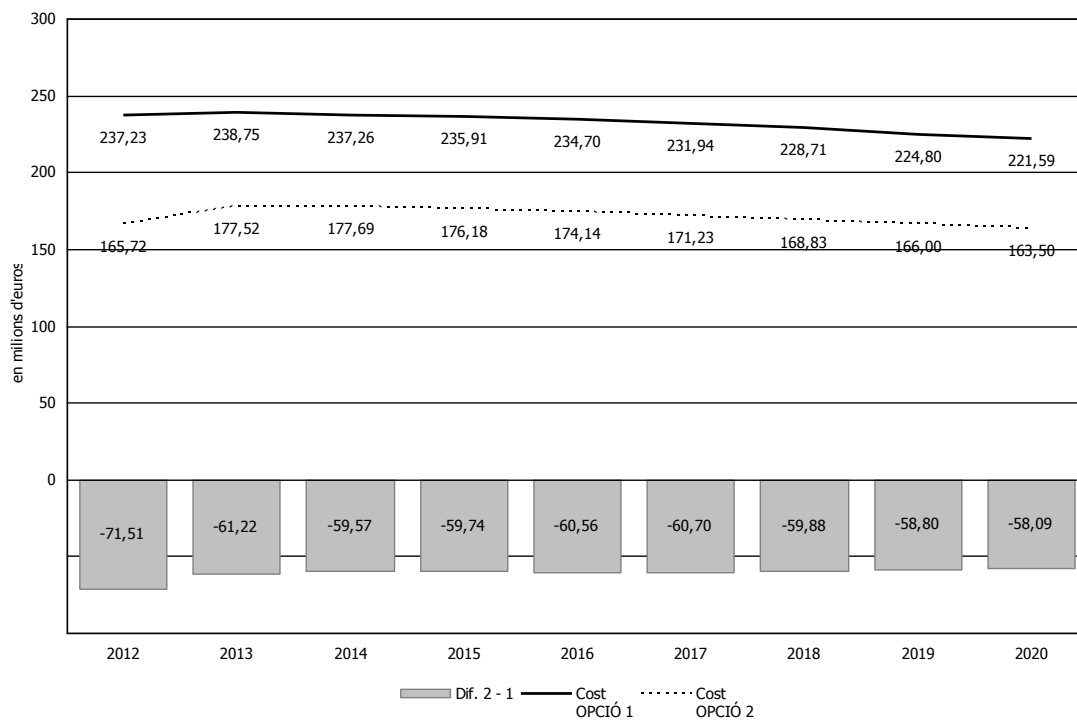


Gráfico 5.5 Comparación de simulaciones estándar y con reducción de la duración para los segundos y terceros hijos

Opción 1	Ayuda en €	Duración en años	Compl. monop.	Opción 2	Ayuda en €	Duración en años	Compl. monop.
1 ^{er} hijo	350	1	650	1 ^{er} hijo	350	1	650
2 ^o hijo	650	6	650	2 ^o hijo	650	4	650
3 ^{er} hijo o +	1.000	10	650	3 ^{er} hijo o +	1.000	8	650



6. Conclusiones y recomendaciones

El declive de la fertilidad ha sido particularmente intenso en Cataluña. A pesar de un inicio tardío respecto a la mayoría de los países industrializados, en tan solo veinte años (1975-1995) el número de hijos por mujer cayó de 3 a 1,2. Siguiendo la estela de los países que estaban a la cabeza en el proceso de transición, la fertilidad catalana se encuentra en una fase de recuperación desde los mínimos históricos de 1995, impulsada, fundamentalmente, por la incorporación a la población catalana de mujeres inmigrantes en edad fértil y con un mayor nivel de fecundidad, así como por el aumento de la fecundidad en las mujeres autóctonas de entre 35 y 39 años.

A pesar de este repunte, el indicador coyuntural de fecundidad de 2009 era de tan solo 1,53 hijos por mujer, lejos todavía del umbral de reposición de 2,1, de tal manera que cada nueva generación (descontando la inmigración) es sustancialmente menos numerosa que la de sus progenitores; y está lejos también del nivel de recuperación alcanzado por países como Francia, el Reino Unido, los Estados Unidos o los países escandinavos (de entre 1,8 y 2,1). En efecto, a pesar de este repunte, el patrón de fertilidad de Cataluña continúa presentando los rasgos característicos de los países de más baja fertilidad, como Alemania, Austria, Portugal o el conjunto de España: una edad media de primera maternidad entre las más tardías del mundo (cercana a los 30 años), un porcentaje relativamente alto (16,6 %) de mujeres que llegan al final de su vida fértil sin haber tenido ningún hijo y un porcentaje muy bajo (14,3 %) de mujeres que han tenido más de dos hijos al terminar su periodo de vida fértil.

El cese de la inmigración, la rápida adopción de los patrones de fertilidad de los autóctonos por parte de los inmigrantes y la inseguridad provocada por la crisis económica parecen indicar, además, que el repunte de la fertilidad podría haber llegado a su límite. De hecho, el indicador coyuntural de fertilidad del año 2009, inferior al de 2008, rompe una tendencia al alza que ha durado diez años. Asimismo, cuando la generación del *baby-boom* termine su periodo de vida fértil, el acceso a las edades de máxima fecundidad de cohortes cada vez más vacías abocará la cifra de nacimientos a una disminución muy notable, con una relativa independencia de la evolución de las tasas de fertilidad.

Los motivos que han conducido a una alteración tan drástica en el comportamiento reproductivo de los ciudadanos han sido objeto de análisis desde diversas disciplinas. Aunque no existe una única teoría que ofrezca una explicación integrada sobre los determinantes del declive de la fertilidad, en este informe hemos destacado cuatro perspectivas teóricas que resultan complementarias porque cada una explica de forma convincente algún componente del declive y porque todas ellas topan con algún hecho que las contradice. La primera perspectiva teórica se centra en la evolución de las normas culturales predominantes en pos de la búsqueda de la satisfacción y la libertad individuales, de tal forma que la preferencia por tener hijos ha entrado en competencia con otras prioridades, como puedan ser ampliar los años de formación, construir una carrera profesional o vivir solo, entre otras fuentes de realización personal. En

segundo lugar, la economía de la familia señala que los costes de los hijos son hoy mucho más altos que hace unas décadas, por lo que la «demanda» de hijos es más baja. Esto es debido a dos factores combinados: por una parte, las mujeres disfrutaban hoy de oportunidades de acceso a la educación y al mercado de trabajo en igualdad de condiciones que los hombres, pero esas oportunidades se reducen considerablemente al convertirse en madres, debido a la persistencia de grandes dificultades para la conciliación y de las desigualdades que siguen existiendo en la distribución de las tareas dentro del hogar. A consecuencia de ello, para muchas mujeres optar por la maternidad implica tener que renunciar a participar plenamente en el mercado laboral y, al mismo tiempo, el «coste de oportunidad» de esta renuncia en términos de renta, autonomía personal y satisfacción vital es cada vez más elevado. En tercer lugar, la exposición creciente de los jóvenes a una posición precaria en el mercado de trabajo combinada con las dificultades para acceder a una vivienda genera en muchos de ellos una situación de inseguridad poco compatible con la formación de una familia, lo que les lleva a posponer la creación de un hogar propio y la paternidad hasta edades que se encuentran en el límite de la fertilidad biológica. Finalmente, la persistencia del modelo de familia tradicional mediterránea basado en la asimetría de roles entre géneros podría estar ayudando a deprimir la fertilidad, ya que cuanto más grande sea la diferencia entre las expectativas sociales sobre el papel de las mujeres en la familia y las expectativas de las propias mujeres, más grande será el incentivo para evitar la maternidad. En este sentido, la participación de los hombres en el cuidado de los hijos (tanto la real como la esperada) sería un determinante relevante de las decisiones reproductivas de las mujeres.

A esta lista de determinantes habría que añadir un quinto factor: el grado de adaptación de las instituciones a los cambios en las aspiraciones de las mujeres y a los nuevos riesgos sociales que sufren los jóvenes. Este es, probablemente, el factor que mejor explica los distintos ritmos y niveles de recuperación de la fertilidad entre países. Al revisar la literatura para identificar en qué consisten estas adaptaciones institucionales, hemos detectado tres grandes tipos de intervención que emanan del ámbito de las políticas de familia: el apoyo económico a las familias para compensar una parte de los costes directos de tener hijos; la provisión de servicios para la atención de los niños (guarderías, fundamentalmente) a precios gratuitos o subvencionados con el fin de facilitar la conciliación y reducir los costes indirectos de la maternidad; y la regulación y el fomento de la conciliación en el lugar de trabajo, ya sea a través de permisos de maternidad y paternidad remunerados o mediante la flexibilización y racionalización de los horarios laborales.

En la introducción comentamos que el reto de este informe era aclarar en qué grado estos instrumentos son efectivos para amortiguar las dificultades que los ciudadanos encuentran a la hora de tener el número de hijos que desean y, por consiguiente, para incrementar la fertilidad. La evidencia encontrada en la literatura es poco concluyente. En relación con las prestaciones económicas por niño a cargo, diversos estudios han identificado un impacto positivo, estadísticamente significativo, pero bastante pequeño, sobre los indicadores de fertilidad, y aún así parece tratarse de un impacto más asociado con un adelanto del momento de la maternidad que con un incremento genuino del número de hijos por mujer. No obstante, algunos estudios han encontrado

efectos positivos asociados a la prestación de magnitud sustancial, con un incremento de entre el 6 y el 14 % de los indicadores de fertilidad. Algunos autores consideran que la ausencia de un impacto de mayor magnitud e inequívoco se debe a dos factores: primero, que las prestaciones económicas subvencionan los costes directos, pero tienen un efecto muy débil sobre los costes de oportunidad de la maternidad, los cuales parecen tener un peso sustancialmente mayor en las decisiones reproductivas. Segundo, que incluso en lo que se refiere a los costes directos, el importe de las prestaciones en la mayoría de países es bastante modesto y cubre una proporción pequeña de los costes derivados de los niños, y solo durante sus primeros años de vida. En este sentido, destaca que los estudios que identifican impactos de mayor magnitud corresponden a países con prestaciones particularmente generosas. Hay que tener en cuenta, por otra parte, que la disparidad de las conclusiones de los distintos estudios, más allá de explicarse por diferencias metodológicas en las evaluaciones, pueden estar indicando tanto los efectos diferenciales según el diseño de la prestación (importes, duración, complementos, forma de pago, criterios de elegibilidad, estabilidad de la ayuda a lo largo del tiempo, etc.), como las diferencias existentes entre países en lo que respecta a otros factores que afectan a las decisiones reproductivas.

Otra posibilidad es que las prestaciones tengan un efecto pequeño sobre el conjunto de la población, pero más importantes para un subgrupo específico. Hay motivos teóricos para anticipar que las ayudas económicas deberían tener un impacto más grande en la fertilidad de familias con hijos previos y en los hogares con un nivel de renta menor. Sin embargo, la evidencia acumulada no resulta nada concluyente respecto al efecto diferencial según el orden de los hijos —los estudios encuentran un efecto diferencial, pero a veces es superior para los primeros hijos, otras para los de grado superior y otras para los primeros y terceros. En cambio, sí hay una mayor coincidencia al detectar un efecto mayor sobre las mujeres con menores rentas y nivel formativo.

En lo que respecta a las otras políticas alternativas, la evidencia es mixta en cuanto al impacto de los permisos de maternidad y paternidad dado que, aunque comportan un incentivo a la fertilidad al aportar una renta sustitutoria y mantener el vínculo con el trabajo durante los primeros meses de vida de los bebés, también pueden actuar como elemento retardador, e inducir a las mujeres a retrasar la maternidad hasta que estén lo suficientemente bien establecidas en el mercado laboral como para poder disfrutar de ese derecho. Más claras son las evidencias que se refieren al efecto de la accesibilidad a los servicios de guardería, probablemente porque constituyen el mecanismo que más directamente facilita la conciliación e incide sobre los costes de oportunidad de los hijos.

La segunda cuestión que nos planteamos era evaluar de forma empírica el impacto de la prestación por hijo a cargo de Cataluña que se introdujo en el año 1999 y cobró carácter universal en el año 2003. Hemos estimado el efecto de la prestación sobre tres dimensiones: la natalidad, el bienestar y la calidad de vida de las familias y la conciliación de la vida familiar y laboral. La metodología utilizada ha sido, principalmente, la de dobles diferencias, es decir, se ha comparado la evolución de las

variables de interés en Cataluña antes y después de la introducción y de la ampliación de la prestación, utilizando como grupo de control a la población equivalente en otras comunidades autónomas que no introdujeron reformas similares en la misma época.

Los resultados sugieren que la prestación tuvo un impacto positivo y significativo sobre la tasa de fecundidad en Cataluña, que pudo aumentar entre un 5 y un 6 % anual a consecuencia de la ayuda. Este efecto se deriva, principalmente, de un aumento en la natalidad entre mujeres de nivel educativo bajo (y medio). El efecto es evidente tanto entre la población de mujeres nativas como de origen inmigrante, y es más pronunciado entre las mujeres que ya tenían hijos (es decir, se trata de un aumento en el número de hijos por mujer, más que un incremento en el número de mujeres que tienen hijos).

Respecto al impacto de las ayudas sobre el bienestar material de las familias, hemos documentado que la familia «mediana» que recibió la ayuda en el año 2008 contaba con una renta neta anual de entre 30.000 y 32.000 euros y, por tanto, la prestación supuso un aumento de, aproximadamente, un 2 % en su renta disponible. El impacto fue mayor para las familias de la parte baja de la distribución de la renta: sobre un 3 % para las familias en el percentil 25, y más del 5 % solamente para el 10 % más pobre de las familias. Asimismo, también hemos documentado que la prestación permitió a las familias de rentas bajas cubrir gran parte de los gastos asociados al bebé: más del 30 % de estos gastos para la cuarta parte de las familias de renta más baja, según la estimación más conservadora.

En último lugar, el análisis de la actividad laboral de las madres con hijos pequeños revela que la prestación tuvo efectos desiguales para grupos de mujeres distintos. Recibir la prestación se asocia con una menor participación en el mercado de trabajo en el caso de las madres jóvenes, de nivel educativo bajo o de origen inmigrante. En cambio, la ayuda parece estar asociada con un aumento en las horas de trabajo para madres ligeramente mayores, nativas y de nivel educativo alto.

En síntesis, el análisis precedente sugiere algunas ideas que pueden informar el nuevo diseño de la prestación por hijo a cargo, una vez que finalice el periodo de suspensión temporal iniciado en julio de 2011. En el marco del conjunto de políticas de apoyo a las familias, la estrategia más aconsejable para incrementar la fertilidad pasa, fundamentalmente, por mejorar el acceso a las guarderías, ya que es el instrumento que aborda más directamente las barreras que los ciudadanos encuentran para realizar sus deseos de fertilidad —por la vía de facilitar la conciliación y reducir los costes de oportunidad de la maternidad— en virtud de lo que indica tanto la teoría como la evidencia empírica internacional. Sin embargo, la efectividad detectada de la prestación por niño a cargo en Cataluña, corroborada por una parte de la evidencia empírica internacional, apunta a la conveniencia de mantener la prestación como instrumento de fomento de la fertilidad, y a concentrarla en aquellas familias que ya tienen hijos, las cuales parecen ser, en el caso de Cataluña, las más sensibles a la prestación. En el capítulo 5, simulamos la cobertura y coste de un diseño universal, pero de importe creciente según el orden del hijo, en la línea de esta recomendación.

No obstante, es importante tener en cuenta que los objetivos de la prestación por niño a cargo son múltiples, y que la adecuación del diseño a alguno de los objetivos puede ir en detrimento del resto. Primero, en relación con el objetivo de garantizar el bienestar de las familias y los niños, la evaluación ha mostrado que la prestación tiene poco impacto sobre las familias de la mitad superior de la distribución de la renta. En caso de que se priorizase este objetivo, restringir la prestación a los hogares de ingresos bajos sería la recomendación más obvia, con un posible aumento de la cuantía para incrementar su impacto. Sin embargo, hay que tener en cuenta que este tipo de prestación no es necesariamente el mecanismo más eficiente para combatir la pobreza infantil, especialmente si se limita a los primeros años de vida de los niños, y que en términos de fomento de la fertilidad, introducir un umbral de renta implica mantener el incentivo para las mujeres que ya tienen un nivel de fecundidad relativamente más elevado.

En segundo lugar, si consideramos la conciliación como objetivo, las recomendaciones se complican. El análisis de Cataluña muestra que la prestación puede haber desincentivado la participación en el mercado laboral de mujeres con baja cualificación o peores empleos. No está muy claro si esta consecuencia es positiva o negativa. Es posible que los niños se beneficien de pasar más tiempo con su madre durante el primer año de vida, como sugieren algunos trabajos de investigación recientes. Sin embargo, a medio plazo, los efectos de este desincentivo a la ocupación pueden ser negativos si las madres no consiguen retornar al mercado laboral. Así pues, habrá que tener en cuenta que la introducción de un umbral de renta podría exacerbar este efecto colateral sobre las mujeres de menor cualificación y calidad de empleo. Por tanto, la introducción de un límite de renta podría combinarse con la condición de que la madre esté trabajando, como mínimo a partir de que el niño haya cumplido uno (o dos) años. Esto ayudaría a prevenir una pérdida excesiva de capital humano derivada de una interrupción prolongada en la trayectoria de ocupación de la madre, lo cual podría comportar, a su vez, consecuencias negativas a largo plazo tanto para los ingresos de la madre como para el bienestar del niño.

En síntesis, las propuestas que se derivan de esta evaluación son: 1) en el marco del conjunto de políticas de familia: priorizar la accesibilidad a las plazas de guardería para los menores de tres años; 2) en el marco de las prestaciones por niño a cargo: introducir un criterio de progresividad según el orden del hijo, con el fin de incrementar el impacto de la prestación sobre la fertilidad; y 3) en la medida en que el objetivo prioritario es la garantía del bienestar de las familias y los niños con menos recursos: introducir un umbral de renta para la percepción de la prestación combinada con el requisito de participación en el mercado laboral de la madre a partir del segundo año de vida del hijo. La cuantía de la prestación debería disminuir progresivamente a medida que aumentase la renta de la familia, para evitar en la medida de lo posible el fraude (o los incentivos «perversos») en torno al umbral de renta. Este último diseño sería similar, en términos generales, al Earned Income Tax Credit (EITC) de los Estados Unidos o el Working Families Tax Credit (WFTC) del Reino Unido, que han sido concebidos como suplementos a los ingresos de las familias trabajadoras con hijos.

7. Bibliografía

Azmat, Ghazala y Libertad González (2010) "Targeting Fertility and Female Participation through the Income Tax." *Labour Economics* 17(3): 487–502.

Baizán, P., (2007), "The impact of labour market status on second and higher order births. A comparative analysis based on the European Community Household Panel". In Gøsta Esping-Andersen (ed), *Family Formation and Family Dilemmas in Contemporary Europe*, pp. 93-127. Madrid: Fundación BBVA.

Baizán, P. (2009), Regional child care availability and fertility decisions in Spain. *Demographic Research* 21(27), 803-842

Baker, Michael, and Kevin Milligan (2010) "Evidence from Maternity Leave Expansions of the Impact of Maternal Care on Early Child Development." *Journal of Human Resources* 45(1), p. 1-32.

Baughman, R., Dickert-Conlin, S. (2003) "Did expanding the EITC promote motherhood?" *American Economic Review Papers and Proceedings* 93, 247–250.

Bernal, Raquel (2008) "The Effect of Maternal Employment and Child Care on Children's Cognitive Development." *International Economic Review* 49(4), p. 1173-1209.

Bernal, Raquel, and Michael Keane (2010) "Quasi-structural estimation of a model of childcare choices and child cognitive ability production", *Journal of Econometrics* 156(1), p. 164-189.

Boccuzzo G., Caltabiano G., Dall Z. I Logui M. (2008), "The impact of the bonus at birth on reproductive behavior in a lowest-low fertility context: Friuli-Venezia Giulia (Italy) from 1989 to 2005", *Vienna Yearbook of Population Research*, 125-148

Bonoli, G., (2008), "The impact of social policy on fertility: evidence from Switzerland" *Journal of European Social Policy* 18(1), 64-77

Brewer, M., Ratcliffe, A., Smith, S. (2008) "Does welfare reform affect fertility? Evidence from the UK." Institute of Fiscal Studies WP 08/09.

Carneiro, Pedro, Katrine Loken and Kjell Salvanes (2010) "A flying start? Long term consequences of time investments in infants in their first year of life."

Cohen, Alma, Rajeev Dehejia and Dmitri Romanov (2007) "Do Financial Incentives Affect Fertility?" NBER Working Paper 13700.

Dahl, Gordon and Lance Lochner (2011) "The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit." *American Economic Review*.

Devoder, D. (2010) "Anàlisi de la fecunditat a partir de l'Enquesta demogràfica de Catalunya 2007 2010", Quaderns d'estadística 4, IDESCAT.

- Drago R., Sawyer K., Sheffler K. Warren D. Wooden M. (2009), "Did Australia's baby bonus increase the fertility rate?", Melbourne Institute Working Paper No. 1/09
- Dustmann, Christian and Uta Schonberg (2009) "The Effect of Expansions in Maternity Leave Coverage on Children's Long-Term Outcomes." Mimeo, UCL.
- Duvander, A.-Z. and G. Andersson (2006), "Gender Equality and Fertility in Sweden: A Study on the Impact of the Father's Uptake of Parental Leave on Continued Childbearing", *Marriage and Family Review*, Vol. 39, No. 1-2, 121-142.
- Eissa, N. and J. B. Leibman (1996) "Labour Supply Response to the Earned Income Tax Credit." *The Quarterly Journal of Economics*, vol 111, 605-637.
- Esping-Andersen G. (2007), "The contemporary Fertility Puzzle" en Gøsta Esping-Andersen (ed), *Family Formation and Family Dilemmas in Contemporary Europe*. Pp. 93-127. Madrid: Fundación BBVA.
- Flaquer LI. (2009) "Polítiques de família a Catalunya" Mimeo, Centre d'Estudis Jordi Pujol.
- Forssen K. and Ritakallio V-M (2006), "First births: a comparative study of the patterns of transition to parenthood in Europe" a A.Hatland i J.Bradshaw (Eds), *Social Policy, employment and family change in comparative perspective*, pp 161-178
- Francesconi, M. And W. Van der Klaaw (2004) "The Consequences of In-Work Benefit Reform in Britain: New Evidence from panel data." IZA Discussion Paper No. 1248.
- Gauthier, A. and J. Hatzius (1997), "Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis", *Population Studies*, Vol. 51, 295-306.
- González, Libertad (2011) "The Effects of a Universal Child Benefit." Barcelona GSE Working Paper No. 574.
- Habbema, J.D., M.J.C. Eijkemans, G. Nargund, G. Beets, H. Leridon and E.R. te Velde (2009), "The Effect of in vitro Fertilization on Birth Rates in Western Countries", *Human Reproduction*, Vol. 24, 1414-1419.
- IDESCAT (2009), *Evolució recent de la natalitat a Catalunya*, Dossiers IDESCAT, Num 1/2009
- Kaljiw A. (2010), "The impact of family policy expenditure on fertility in Western Europe" *Demography* 47(2), 503-519
- Laroque, G., Salanie, B. (2004) "Fertility and financial incentives in France." *CESifo Economic Studies* 50, 423-450.
- Laroque, G., Salanie, B. (2008) "Does fertility respond to financial incentives?" CESifo Working Paper 2339.
- Levy. H., Mercader M., Planas M. (2006) "Avaluació de les prestacions econòmiques i els ajuts fiscals a les famílies amb infants a Catalunya" Generalitat de Catalunya.
- Luci A. ,Thévénon O. (2011) "The impact of family policy packages on fertility trends in developed countries", Mimeo, OCDE

Lundberg, Shelly, Robert A. Pollak and Terence J. Wales (1997) "Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the UK Child Benefit." *Journal of Human Resources* 32, p. 463-480.

McDonald, P. (2000), "Gender equity, social institutions and the future of fertility", *Journal of Population Research*, 17(1), 1-16.

McDonald, P. (2002). "Sustaining fertility through public policy: the range of options", *Population-E*, 57(3): 417-446

Meyer, B.D., Rosenbaum, D.T. (2001) "Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers." *Quarterly Journal of Economics* 116, 1063–1114.

Milligan, Kevin and Mark Stabile (2011) "Do Child Tax Benefits Affect the Wellbeing of Children? Evidence from Canadian Child Benefit Expansions." *American Economic Journal: Economic Policy*.

Milligan, Kevin and Mark Stabile (2009) "Child Benefits, Maternal Employment, and Children's Health: Evidence from Canadian Child Benefit Expansions" *American Economic Review Papers & Proceedings* 2009, 99(2), p. 128-132.

Milligan, Kevin, and Mark Stabile (2007) "The Integration of Child Tax Credits and Welfare: Evidence from the Canadian National Child Benefit Program." *Journal of Public Economics*, 91(1–2): 305–26.

Milligan, K. (2005) "Subsidizing the stork: new evidence on tax incentives and fertility." *Review of Economics and Statistics* 87, 539–555.

Moffitt, Robert A., 2002. "Welfare programs and labor supply", in: A. J. Auerbach & M. Feldstein (ed.), Handbook of Public Economics, edition 1, volume 4, chapter 34, pages 2393-2430 Elsevier.

Nollenberger, Natalia, y Nuria Rodríguez Planas (2011) "Childcare, maternal employment, and persistence: A natural experiment from Spain". IZA Discussion Paper 5888.

OCDE (2010), OECD Family Database, http://www.oecd.org/document/4/0,3746,en_2649_34819_37836996_1_1_1_1,00.html

OCDE (2011), "Fertility trends: what have been the main drivers?" a *Doing better for families*, OECD

Sánchez-Mangas, R., Sánchez-Marcos, V. (2008) "Balancing family and work: the effect of cash benefits for working mothers." *Labour Economics* 15, 1127–1142.

Sigle-Rushton, W. and J. Waldfogel (2007), "Motherhood and Women's Earnings in Anglo-American, Continental European, and Nordic Countries", *Feminist Economics*, Vol. 13, No. 2, 55-91.

Sleeboos J., (2003) "Low fertility rates in OECD countries: facts and policy responses", OECD Social, Employment and Migration Working Paper No. 15.

Thévenon O., Gauthier A.H. (2011) "Family policies in developed countries: a fertility-booster with side-effects" *Community, Work & Family*, 14(2), 197-216

Whittington, L.A. (1992) "Taxes and the family: the impact of the tax exemption for dependents on marital fertility." *Demography* 29, 215–226.

Whittington, L.A, Alm, J., Peters, H.E. (1990) "Fertility and the personal exemption: implicit pronatalist policy in the United States." *American Economic Review* 80, 545–556.

Ward-Batts, Jennifer (2010) "Out of the Wallet and into the Purse: Using Micro Data to Test Income Pooling." *Journal of Human Resources*.

Apéndice

Tabla A1 Prestaciones económicas y deducciones fiscales reintegrables por niño a cargo en la OCDE

País	Prestación máxima por un niño de entre 3 y 12 años		La cantidad de la prestación varía según:		Límite superior de edad (estudiante)	¿La elegibilidad o la cantidad de la prestación dependen de la renta?	Observaciones
	USD	% del sueldo medio	Edad del niño	Orden del niño			
Australia	3.613	8	+/-	+ desde el 4º	20 (24)	Sí	La parte A puede pagarse como una prestación o una deducción fiscal.
	2.901	6	-	0	15 (18)	Sí, según la renta del trabajo más baja de los dos miembros de la pareja.	La parte B es un complemento para familias con una renta principal y una secundaria. Puede pagarse como una prestación o una deducción fiscal.
Austria	2.150	4	+	+	19 (27)	No	Para familias con renta baja hay un complemento especial a partir del tercer hijo.
	836	2	0	0			Deducción fiscal reintegrable.
Bélgica	1.739	3	+/-	+/-	17 (24)	No	Para los desempleados, hay un complemento a partir del séptimo mes en paro.
Canadá	1.194	3	0	+ desde el 3º	17	Sí	Deducción fiscal reintegrable.
	1.851	5	0	-		Sí	Hay un suplemento para familias de renta baja.
Chipre	274	2	0	0	17 (23)	No	--
Rep. Checa	417	3	+	0	14 (25)	Sí	Hay tres niveles de prestación según la renta: ampliado, básico y reducido.
Dinamarca	2.306	4	-	0	17	No	--
Estonia	474	3	0	+ desde el 3º	15 (18)	No	--
Finlandia	1.643	3	0	+	16	No	Incremento lineal por cada hijo adicional
Francia	979	2	+	+	20	No	Sin prestación para el primer hijo. Para un segundo hijo hasta 10 años, la cantidad es de 979 USD (2 % del sueldo medio).
Alemania	2.530	4	0	+ desde el 4º	18 (25)	No	Deducción fiscal reintegrable.
	2.300	4	--	--	--	Sí	Complemento para las familias de renta baja, para evitar que tengan que solicitar un subsidio de desempleo o renta mínima solamente para el mantenimiento de sus hijos.
Grecia	135	0	0	+/-	17 (21)	No	Requiere haber trabajado los 50 días anteriores. Además de la prestación, los empresarios suelen pagar un complemento del 5 % del salario bruto a cada trabajador por cada hijo, sujeto al impuesto sobre la renta.

Tabla A1 Prestaciones económicas y deducciones fiscales reintegrables por niño a cargo en la OCDE (cont.)

País	Prestación máxima por un niño de entre 3 y 12 años		La cantidad de la prestación varía según:		Límite superior de edad (estudiante)	¿La elegibilidad o la cantidad de la prestación dependen de la renta?	Observaciones
	USD	% del sueldo medio	Edad del niño	Orden del niño			
Hungría	765	7	0	+	18 (23)	No	La cantidad de la prestación se dobló el 1 de julio de 2006.
Islandia	3.153	5	-	+	17	No	La prestación básica se reduce por un porcentaje de la renta que supera un determinado umbral.
Irlanda	2.628	6	0	+ desde el 3º	15 (18)	No	--
Italia	1.495	5	0	+	17	Sí	La prestación la pagan los empresarios, solamente a aquellos hogares en los que el 70 % de la renta familiar se deriva del trabajo, prestaciones y/o pensiones. La prestación se reduce en proporción a los días no trabajados.
Japón	510	1	+/-	+ desde el 3º	12	Sí	La cantidad se dobla a partir del tercer hijo.
Corea	-	--	--	--	--	--	--
Letonia	433	2	0	+	15 (19)	No	--
Lituania	331	3	-	+ desde el 3º	12 (23)	No	Para familias de tres hijos o más, el límite de edad se amplía a 18 (y 24 si es estudiante). Un complemento para los hijos menores de tres años.
Luxemburgo	3.846	6	+	+	17 (26)	No	La cantidad máxima por edad corresponde a los 12 años.
Malta	844	9	0	+	15 (20)	Sí	La prestación pagada corresponde a un porcentaje de la diferencia entre la renta declarada y un umbral de renta familiar de 32.306 USD (154 % del sueldo medio). El porcentaje se incrementa con el número de hijos.
Países Bajos	1.488	3	+	0	17	No	Para los nacidos antes del uno de enero de 1995, la cantidad por niño varía según el número de hijos (sistema antiguo).
Nueva Zelanda	3.133	10	+	-	18	Sí	Deducción fiscal reintegrable.
Noruega	1.987	3	0	0	17	No	--
Polonia	278	2	+	0	17 (20)	Sí	Existen complementos
Portugal	536	2	+/-	-	16 (24)	Sí	La prestación es máxima para los niños de menos de un año. La prestación también varía según seis niveles de renta. Para el nivel de renta más bajo, la prestación se dobla el mes de septiembre, coincidiendo con los gastos al inicio del curso escolar, para los hijos de 6 a 16 años.

Tabla A1 Prestaciones económicas y deducciones fiscales reintegrables por niño a cargo en la OCDE (cont.)

País	Prestación máxima por un niño de entre 3 y 12 años		La cantidad de la prestación varía según:		Límite superior de edad (estudiante)	¿La elegibilidad o la cantidad de la prestación dependen de la renta?	Observaciones
	USD	% del sueldo o medio	Edad del niño	Orden del niño			
Eslovaquia	1.898	3	0	0	15 (25)	No	La prestación por niño es uniforme.
Eslovenia	263	8	0	+	17 (25)	Sí	La cantidad de la prestación se define como un porcentaje del salario medio de todos los trabajadores.
España	398	1	0	0	17	Sí	La prestación depende de la renta por encima de un umbral familiar anual de 12.770 USD (un 43 % del salario medio), que se incrementa en un 15 % por cada niño adicional a partir del segundo.
Suecia	1.865	4	0	+	16 (20)	No	--
Suiza	1.950	3	+	0	15 (24)	No	Las cantidades las fijan los cantones y las pagan los empresarios. Las prestaciones están sujetas al impuesto sobre la renta.
Turquía	--	--	--	--	--	--	--
Reino Unido	1.883	3	0	-	15 (18)	No	Cantidad fija a partir del segundo hijo.
EE. UU. (Michigan)	1.090	3	0	+		Sí	Deducción fiscal retornable para familias con niños con una renta no superior a 116.410 USD. La cantidad es más elevada para niños con discapacidades.

Fuente: traducción y adaptación propia de la OECD Family Database

Tabla A2 Coeficientes de las variables de control en las regresiones de fertilidad

	2		3	
Edad	0,1042 ***		0,1076 ***	
	(0,0033)		(0,0037)	
Edad al cuadrado	-0,0031 ***		-0,0032 ***	
	(0,0001)		(0,0001)	
Edad al cubo	0,0000 ***		0,0000 ***	
	(0,0000)		(0,0000)	
Bachiller	0,0004		0,0007	
	(0,0008)		(0,0010)	
Estudios universitarios	0,0145 ***		0,0138 ***	
	(0,0011)		(0,0012)	
Nacidas fuera de España	0,0022		0,0025	
	(0,0018)		(0,0020)	
Un hijo anterior	-0,0087 ***		-0,0098 ***	
	(0,0009)		(0,0010)	
Dos hijos anteriores	-0,0628 ***		-0,0638 ***	
	(0,0010)		(0,0011)	
Tres o más hijos ant.	-0,0558 ***		-0,0571 ***	
	(0,0017)		(0,0019)	

Nota: los coeficientes proceden de las mismas regresiones que las columnas 2 y 3 de la tabla 6. La muestra está formada por mujeres de 18 a 49 años. La variable dependiente es un indicador binario de haber tenido un hijo durante los 12 meses anteriores a la entrevista. Los datos comprenden el periodo 1992-2006. Ambas especificaciones incluyen efectos fijos de región y de año. La columna 2 incluye todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla, y la columna 3 solamente las nueve comunidades autónomas más pobladas en el año 2010. Las regresiones no utilizan pesos. Un asterisco indica que el coeficiente es significativo al 99 % de confianza, dos indican significatividad al 95 % y uno, al 90 %.

Ivàlua promueve la evaluación de políticas públicas en Cataluña, como herramienta de **mejora de la acción de gobierno** y de **rendición de cuentas democrática**. Facilitamos el **intercambio de información** y el **acceso a recursos**. Nos dirigimos a gestores, analistas y a usuarios de la evaluación.