

### El uso de servicios formales de cuidado infantil entre 0 y 3 años en España

Sola-Espinosa, Iñaki; Rogero-García, Jesús; Meil, Gerardo

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Sola-Espinosa, I., Rogero-García, J., & Meil, G. (2023). El uso de servicios formales de cuidado infantil entre 0 y 3 años en España. *Revista Española de Sociología*, 32(1), 1-21. <https://doi.org/10.22325/fes/res.2023.144>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.de>

#### Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC Licence (Attribution-NonCommercial). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>


Artículos / Articles

# El uso de servicios formales de cuidado infantil entre 0 y 3 años en España

## *Use of formal child care services between 0 and 3 years old in Spain*

Iñaki Sola-Espinosa 

Universidad Autónoma de Madrid, España.  
[innaki.sola@uam.es](mailto:innaki.sola@uam.es)

Jesús Rogero-García \* 

Universidad Autónoma de Madrid, España.  
[jesus.rogero@uam.es](mailto:jesus.rogero@uam.es)

Gerardo Meil 

Universidad Autónoma de Madrid, España.  
[gerardo.meil@uam.es](mailto:gerardo.meil@uam.es)

Recibido / Received: 17/02/2022  
Aceptado / Accepted: 15/06/2022



### RESUMEN

Los servicios formales de cuidado infantil (SFCI) se han consolidado en las sociedades contemporáneas como una política fundamental para la promoción de la conciliación familiar, la igualdad de género y la igualdad de oportunidades. El objetivo de este artículo es analizar los factores que condicionan la extensión e intensidad del uso de SFCI por las familias residentes en España con niños/as de 0 a 3 años. Basándonos en la *European Statistics on Income and Living Conditions 2016*, estimamos un modelo de regresión de Poisson con cero inflado. Los resultados indican que, a diferencia de los hombres, es más probable que las madres ocupadas usen SFCI y lo hagan durante más horas que las desempleadas, y éstas que las inactivas. La renta familiar continúa condicionando el acceso y uso de estos servicios a pesar de las políticas de precios condicionadas a la renta, pero no se observa relación con el nivel de estudios. Los progenitores inmigrantes extracomunitarios tienen menos probabilidad de usar SFCI, pero, en el caso de usarlos, lo hacen durante más horas, al igual que los progenitores con estudios primarios. Por último, tener hermanos menores de siete años afecta positivamente a dicho uso. Estos resultados tienen implicaciones relevantes en el diseño de políticas públicas de cuidado a la primera infancia.

**Palabras clave:** Servicios públicos de educación y cuidado de la primera infancia, desigualdades, conciliación laboral y familiar, renta.

\*Autor para correspondencia / Corresponding author: Jesús Rogero-García, [jesus.rogero@uam.es](mailto:jesus.rogero@uam.es)

Sugerencia de cita / Suggested citation: Sola-Espinosa, I., Rogero-García, J., y Meil, G. (2023). El uso de servicios formales de cuidado infantil entre 0 y 3 años en España. *Revista Española de Sociología*, 31(2), a144. <https://doi.org/10.22325/fes/res.2023.144>

## ABSTRACT

Formal child care services (FCCS) have been consolidated in contemporary societies as a fundamental policy for the promotion of reconciliation of work and family life, gender equality and equal opportunities. The objective of this article is to analyse the factors that condition the extent and intensity of use of FCCS by families residing in Spain with children aged 0 to 3 years. Based on *European Statistics on Income and Living Conditions 2016*, we estimate a zero-inflated Poisson regression model. Unlike fathers, employed mothers are more likely to use FCCS than unemployed mothers, and these are likely to use FCCS than homemakers. Household income has a positive impact on likelihood and intensity of such use, but no significant relationship was found with parents educational level. Non-EU immigrant parents are less likely to use FCCS, but if they do, they use it for more hours, as are parents with primary education. Finally, having siblings under the age of seven has a positive effect on FCCS use. Implications of these results for public policy are discussed.

**Keywords:** Early childhood education and care public services, inequalities, work-family balance, income.

## INTRODUCCIÓN

Durante las últimas décadas, la diversidad de modelos de familia ha aumentado en la sociedad española, en paralelo a un aumento significativo del empleo femenino y a la transformación del modelo tradicional del sostén familiar masculino (Moreno-Mínguez, Ortega-Gaspar, & Gamero-Burón, 2019). El desafío de conciliación de vida laboral y familiar que plantea el empleo de los dos miembros de la pareja se ha resuelto mediante distintas estrategias que, fundamentalmente, han descansado en la solidaridad familiar (Tobío et al., 2010; Meil y Rogero-García, 2014), en el recurso a servicios formales de cuidado infantil (en adelante, SFCI) y, aunque en menor medida, en la contratación de cuidadores privados en el hogar y en otras fórmulas de cuidado más minoritarias como las “madres de día” o cuidadoras/es contratadas/os que trabajan fuera del hogar. Estos recursos se sustituyen o complementan en función de las circunstancias familiares.

A pesar de su creciente demanda, la universalidad y gratuidad de los SFCI solo han quedado garantizadas a partir de los 3 años, mientras que en el tramo de 0 a 3 años los SFCI son mucho más heterogéneos en términos de coste, regulación y acceso por parte de los diferentes grupos sociales. El diseño y extensión de estos servicios tienen profundas consecuencias en la distribución del cuidado en la sociedad y, por tanto, en las desigualdades que se producen según el género y la situación socioeconómica de los progenitores. Así mismo, se ha demostrado que la atención educativa de calidad antes de los tres años tiene un impacto positivo en el desarrollo de la autonomía personal, los rasgos de la personalidad y las habilidades cognitivas que constituyen las bases de los aprendizajes posteriores, así como en el logro educativo, unos efectos que son especialmente relevantes para los niños de familias con nivel socioeconómico bajo (Lazzari y Vandebroek, 2012; Cebolla-Boado et al., 2014; Gracia, 2016).

Este artículo aborda el modo en que las familias españolas utilizan los SFCI para cuidar a sus hijos/as de 0 a 3 años. El objetivo general es identificar las pautas de uso de estos servicios por los diferentes grupos sociales. Concretamente, nuestros objetivos son: 1) describir la extensión e intensidad del uso de los SFCI por las familias residentes en España, 2) analizar los factores relacionados con su uso, y 3) analizar los factores relacionados con el tiempo que se recurre a estos servicios. Si bien existen estudios relevantes sobre la utilización de los SFCI en España, persisten lagunas en su conocimiento que requieren atención. Este artículo mejora el conocimiento acumulado en estas investigaciones en tres aspectos.

En primer lugar, ofrece evidencia empírica actualizada de un fenómeno que ha experimentado transformaciones importantes en las últimas dos décadas. En este sentido, el presente trabajo actualiza los estudios de [Borra y Palma \(2009\)](#), [Mamolo et al. \(2011\)](#) y [Suárez \(2013\)](#), que se basan en datos de 2002/2003, 2007 y 2008/2010, años en los que la tasa de asistencia al principal servicio formal de cuidado, la escuela infantil, fue del 11,5%, 17,8% y 26,3%, respectivamente, frente al 34,8% de 2016 ([Instituto Nacional de Estadística, 2021](#); [Ministerio de Educación y Formación Profesional \[MEFP\], 2021](#)). Es previsible que al aumentar de forma significativa la tasa de escolarización también se hayan producido cambios en los factores sociales que la condicionan. En segundo lugar, se propone un análisis empírico comprensivo que tiene en cuenta las características personales, laborales y familiares. Esta estrategia permite cubrir lagunas de conocimiento al incluir factores como el origen nacional de los progenitores o la situación de desempleo de la madre, entre otros. Asimismo, este trabajo analiza si, en el contexto actual de plazas ofertadas y el desarrollo de ayudas y descuentos en la matriculación de las escuelas infantiles por parte de diferentes administraciones, la renta familiar sigue teniendo el papel del uso de los SFCI que le atribuyen trabajos precedentes. En tercer lugar, a diferencia de otros estudios, investigamos la relación entre las condiciones socioeconómicas de la familia y la intensidad del uso de los SFCI en términos de tiempo.

En España la educación infantil se organiza en dos ciclos: el primero de 0 a 3 años y el segundo de 3 a 6 ([Ley Orgánica 2/2006 de Educación](#)). La Ley Orgánica 1/1990 de Ordenación General del Sistema Educativo (LOGSE) es la primera que reconoce el carácter educativo del primer ciclo de educación infantil. Ese componente se ha mantenido, aunque con matices, en las siguientes leyes. Posteriormente, se han impulsado algunos planes de ampliación de plazas, como el “Plan de impulso de la Educación Infantil 0-3”, más conocido como Plan Educa3, iniciado en 2008 y considerado el primer gran programa para la escolarización en esta etapa, aunque a partir de 2012 no tendría continuidad. A pesar de ello, el uso de SFCI ha crecido de forma ininterrumpida en las tres últimas décadas.

En 2016, la tasa de escolarización de los niños/as de 0 años fue del 10,1%, la de los niños/as de 1 año del 36,7% y del 57,6% la de aquellos/as con 2 años, siendo casi del 100% a partir del segundo ciclo ([MEFP, 2021](#)). Junto a las escuelas infantiles coexisten otros servicios formales de cuidado infantil, como guarderías o jardines de infancia, que no están sujetos a la autorización de la administración educativa y no se recogen en la Estadística de Enseñanzas no Universitarias. Aunque a ambos ciclos se les asigna una función educativa, en el primero el Estado no garantiza la gratuidad de la matrícula ni una cobertura de plazas suficiente. En consecuencia, el sector privado juega un rol más importante que en las etapas educativas posteriores. Así, el 48,6% de los alumnos matriculados en 2016 lo estuvieron en escuelas infantiles de titularidad privada y gran parte de los centros de titularidad pública fueron gestionados por entidades privadas mediante contratos de gestión de servicios públicos ([MEFP, 2021](#)). El porcentaje de centros según titularidad varía significativamente según comunidad autónoma.

Las competencias en materia de educación y cuidado en la primera infancia están compartidas entre el Estado, las comunidades autónomas y los municipios. Aunque son variables, los criterios a los que mayor puntuación se les asigna en la mayoría de los baremos autonómicos que regulan la admisión en las escuelas infantiles con financiación pública en caso de sobredemanda son la presencia de hermanos en el centro, la renta familiar, la condición de familia numerosa, la situación de ocupación de los padres y la proximidad residencial ([Vélaz-de-Medrano Ureta, Manzano-Soto y Turienzo, 2020](#); [Meil, Díaz-Gandasegui, Rogero-García y Romero-Balsas, 2021](#)). A su vez, el coste asumido por las familias varía según la titularidad y la ubicación del centro. En general, suele determinarse un precio al que se le aplican descuentos en función de la renta u otras circunstancias familiares. Algunas comunidades autónomas también ofrecen ayudas a las familias para acceder a centros de titularidad privada.

## MARCO TEÓRICO

Los modos de cuidar reflejan las prioridades de una sociedad, así como sus desigualdades entre los diferentes grupos sociales, y es en ese marco en el que es necesario analizar los SFCl. En España, la distribución del cuidado infantil se basa en una organización familiar sustentada en una “cultura de género” tradicional que atribuye a las mujeres la responsabilidad principal de la actividad de cuidado y legitima el desequilibrio existente en el reparto de recursos (Durán, 2003; Pfau Effinger, 1998). Siguiendo el trabajo de Esping-Andersen (Esping-Andersen, 1990, Esping-Andersen, 1999) y su crítica feminista, que reivindicó la importancia del papel de la esfera familiar (por ejemplo, vid. Lewis, 1992; Orloff, 1993; Anttonen y Sipilä, 1996), los diferentes tipos de regímenes de bienestar se han conceptualizado a partir de la distribución de las responsabilidades de bienestar entre el Estado, el mercado y la familia, que revierten de forma significativa en la configuración de las relaciones de género y de diferentes tipos de desigualdad (Valarino, Meil, G. y Rogero-García, 2018). En esta línea surge el concepto de *cuidado social*, que establece que el cuidado ha de situarse en el centro del estudio de los regímenes de bienestar, puesto que es una actividad ubicada en la intersección de las relaciones de Estado, mercado y familia (Daly y Lewis, 2000).

España se ha encuadrado, habitualmente, dentro de los regímenes o estados de bienestar de tipo “familista”, que son aquellos en los que la mayor parte de la responsabilidad del bienestar recae en las familias y, en concreto, en las mujeres de la red de parentesco (Saraceno y Keck, 2010; Leitner, 2003). Al respecto, España está entre los países de Europa en los que los progenitores dedican más tiempo al cuidado infantil, pero también entre los que se mantiene una distribución más desigual según género (Gauthier y DeGusti, 2012). A pesar de ello, estudios recientes muestran que, en términos comparativos con otros países, la orientación familiar del estado de bienestar español se ha erosionado en los últimos años, puesto que las preferencias de las familias se han inclinado hacia una mayor demanda de servicios formales (Valarino, Meil, G. y Rogero-García, 2018) y se han llevado a cabo varias reformas significativas en el campo de las políticas de familia, género, infancia y personas mayores, atribuyendo más responsabilidad a las administraciones públicas (Naldini y Jurado, 2013; Gandasegui, Gorfinkiel y Elizalde San Miguel, 2017; Meil, Díaz-Gandasegui, Rogero-García y Romero-Balsas, 2021). Entre estas reformas, destaca el desarrollo de los permisos parentales para hombres y la extensión de los SFCl. Estas políticas constituyen un mecanismo de gran relevancia en el diseño de los estados de bienestar, definiendo la agenda pública e incidiendo estructuralmente, de un modo u otro, en la organización social, familiar y, también, en la demografía y la economía de los países (Soss & Schram 2007). En este sentido, y de acuerdo con la tesis de la sustitución social (Tobío, 2012), los servicios de cuidado comienzan a ser eficaces en la promoción de la igualdad de género cuando la responsabilidad de las familias, en particular de las mujeres, se reduce, pudiendo incorporarse al mercado de trabajo sin que se produzcan grandes conflictos con las tareas de cuidado. Por ello, la evaluación de estas políticas resulta crucial para identificar sus efectos en las dinámicas sociales y económicas de las familias españolas.

Las diferencias sociales en el uso de los SFCl han sido ampliamente investigadas a nivel internacional en las últimas tres décadas. Fundamentalmente, podemos distinguir dos enfoques complementarios. El enfoque racionalista plantea que la decisión por parte de los padres de usar los SFCl, recurrir a otros agentes de cuidado o asumir esa tarea en exclusividad se realiza en función del tiempo y dinero del que disponen, y del coste y calidad de los servicios, con el objetivo de maximizar su utilidad (Blau, 2001). Este enfoque toma en cuenta las restricciones que imponen la situación y horario laborales de la madre y del padre, y sus salarios y otras rentas familiares afectan a la elección de usar la escuela infantil u otros servicios de cuidado (Hofferth y Wissoker, 1992). Sin embargo, esta racionalidad está atravesada por una cultura del género fundamentada en una idea de utilidad ligada primordialmente al empleo remunerado, que omite el valor social

y económico de la provisión de cuidado, y normaliza las desigualdades de género en base a esa idea equívoca de utilidad. El enfoque del "doing gender" (West y Zimmerman, 1987), por su parte, enfatiza el papel de las redes y contextos sociales e institucionales más amplios en los que se ubican en las decisiones de las madres y los padres sobre el cuidado de sus hijos (Chaudry et al., 2010; Meyers y Jordan, 2006). Según este enfoque, las personas toman decisiones y expresan sus acciones en relación con las expectativas de género, conscientes de que sus actos serán evaluados en función de estas. En este sentido, el cuidado es una práctica social en la que los roles género se van construyendo y redefiniendo a partir de las interacciones sociales cotidianas.

## REVISIÓN DE LA LITERATURA E HIPÓTESIS

En primer lugar, con relación a la extensión del uso de los SFCI (objetivo 1), es previsible que nuestros resultados sean superiores a las cifras ofrecidas por el Ministerio de Educación y Formación Profesional (Ho), pues la estadística oficial no incluye los centros de educación infantil que no están sujetos a la autorización de la administración educativa, ni otros servicios formales de cuidado infantil, como los jardines de infancia o las redes de familias organizadas por una institución, algo que sí incorpora nuestro trabajo.

En segundo lugar, a partir de la literatura previa definimos un modelo teórico según el cual el género de los progenitores está relacionado con los factores que condicionan el uso de los SFCI. Esto factores son de tres tipos: (1) la composición y características de las familias, (2) la situación y horario laborales de los progenitores, y (3) los recursos económicos y el contexto cultural y social en el que se encuentran.

Respecto al primer tipo, la literatura identifica como variables relevantes la edad del niño, el número de hermanos y si la familia es monoparental o biparental. A ello hay que añadir la disponibilidad de familiares y otros conocidos que puedan proporcionar apoyos alternativos. En relación con la edad, esta refleja el nivel de dependencia de los niños, que es mayor en el primer año de vida (Schober y Spiess, 2013). Las investigaciones previas coinciden en mostrar que cuanto mayor es el niño más probable es que los padres recurran a SFCI (Abrassart y Bonoli, 2015; Borra y Palma, 2009; Del Boca et al., 2005). Joesch y Hiedemann (2002) también observan que a mayor edad del niño/a, más tiempo asiste a servicios extra-familiares en Estados Unidos.

El efecto de la presencia de hermanos en el hogar sobre el uso de SFCI es más ambiguo. A medida que aumenta el número de hijos, el coste familiar de los SFCI aumenta a un ritmo mayor que el de otros servicios de cuidado y que el coste de oportunidad salarial de abandonar o reducir las horas de empleo remunerado para cuidar a los hijos en el hogar (Borra y Palma, 2009; Hofferth y Wissoker, 1992). Asimismo, cuanto mayor es el número de hijos en la familia, mayor es la carga de cuidado a la que deben dar respuesta los padres y mayor es la probabilidad de que alguno de ellos, habitualmente la madre, reduzca su participación en el mercado de trabajo (Krapf, 2014; Schober y Spiess, 2013). Por el contrario, la previsión de un impacto positivo de la presencia de hermanos en el hogar sobre el uso de SFCI tiene que ver con que la condición de familia numerosa y la existencia de hermanos matriculados en el mismo centro sean, frecuentemente, criterios para determinar el orden de prioridad en la admisión a las escuelas infantiles, así como para la concesión de ayudas y descuentos (Del Boca y Vuri, 2007). Asimismo, el uso de la escuela infantil tiene costes adicionales a la matriculación, como el material educativo, la ropa o el transporte (Del Boca et al., 2005), respecto a los cuales las familias también pueden aplicar economías de escala si llevan a sus hijos al mismo centro.

Varias investigaciones llevadas a cabo en Estados Unidos identifican un impacto negativo del número de hijos en el hogar sobre la probabilidad de usar SFCI (Hofferth y Wisoker, 1992) y sobre el número de horas de asistencia (Joesch y Hiedemann, 2002). En

España, sin embargo, [Legazpe y Davia \(2019\)](#) aportan evidencia de que las familias con hermanos dentro de un mismo rango de edad utilizan más horas los SFCl que las familias con hijo único, y [Suárez \(2013\)](#) concluye que las madres ocupadas tienen más probabilidad de usar servicios de cuidado remunerados cuantos más hijos tienen entre 3 y 14 años.

En los hogares biparentales los progenitores disponen de más tiempo agregado para cuidar a los hijos, pudiendo dividir las funciones de cuidado y trabajo remunerado entre ellos o coordinar sus horarios laborales ([Pungello y Kurtz-Costes, 1999](#)). Es esperable, por tanto, que los hogares monoparentales tengan más necesidad de usar SFCl. [Abrassart y Bonoli \(2015\)](#) en Italia, y [Suárez \(2013\)](#) y [Legazpe y Davia \(2019\)](#), en España, observan que las familias biparentales tienen menos probabilidad que las monoparentales de usar servicios formales, mientras que [Borra y Palma \(2009\)](#) no hallan ningún efecto significativo.

En los regímenes de bienestar mediterráneos, como el español, las/os abuelas/os son con frecuencia agentes de cuidado sustitutos y/o complementarios de las escuelas infantiles, un tipo de apoyo cuya presencia ha aumentado durante las últimas dos décadas ligado, de forma particular, a la mayor participación de las mujeres en el empleo y al aumento de las familias monoparentales ([Meil, Rogero-García y Romero-Balsas, 2018](#)). Su disponibilidad para el cuidado, así como la de otros familiares adultos distintos a los padres, es mayor cuando residen en la misma vivienda ([Meil y Rogero-García, 2014](#); [Hank y Buber, 2009](#)), ya que se reducen los costes de desplazamiento y suelen existir lazos de reciprocidad más intensos. En Italia, [Del Boca et al. \(2005\)](#) identifican un efecto negativo sobre el uso de los servicios formales privados, pero no sobre el uso de los públicos, mientras que [Schober y Spiess \(2013\)](#) también hallan evidencia parcial de esta relación en Alemania, condicionada por la región y la situación laboral de la madre.

De acuerdo con lo expuesto, formulamos las siguientes hipótesis relativas al impacto de las características familiares en el uso de los SFCl (objetivo 2):

- H1A: La presencia de hermanos de seis o menos años en el hogar tiene un impacto positivo sobre la probabilidad de que cada hijo menor de tres años acuda a SFCl y sobre el número de horas de asistencia a estos servicios.
- H1B: Las familias monoparentales hacen un mayor uso de los SFCl.
- H1C: La disponibilidad de familiares y amigos reduce la probabilidad de uso de los SFCl.

En relación con la situación laboral de los progenitores, aquellos que no tienen un trabajo remunerado disponen, por un lado, de más tiempo para cuidar de sus hijos, pudiendo prescindir de servicios de cuidado extrafamiliares, y, por otro, de menos ingresos para pagar esos servicios ([Hepburn, 2018](#)). Ello hace que los progenitores empleados tengan más probabilidades de usar SFCl que el resto, algo que se ha acreditado de forma repetida en el caso de las madres ([Abrassart y Bonoli, 2015](#); [Geoffroy et al., 2012](#); [Krapf, 2014](#); [Mamolo et al., 2011](#); [Tang et al., 2012](#); entre otros). Por las mismas razones, es esperable que los hijos de progenitores no ocupados acudan a los SFCl durante un número de horas menor que el resto.

Así mismo, las escuelas infantiles de la mayoría de las CC. AA. valoran la condición de empleados de los progenitores en los baremos de admisión ([León y Muñoz-Mendoza, 2015](#)). De este modo, prevemos que los progenitores que no están ocupados tendrán menor necesidad y posibilidad de utilizar la escuela infantil y otros SFCl. No obstante, debido a la persistencia de roles de género tradicionales que otorgan mayor protagonismo a las mujeres en la asunción de la responsabilidad del cuidado de los hijos ([Meil y Rogero-García, 2014](#)), esperamos que la participación laboral de la madre sea un factor explicativo más importante que la del padre de la probabilidad e intensidad del uso de los SFCl.

La mayoría de los artículos que analizan el efecto de la ocupación de las madres comparan esa circunstancia con la de las madres no ocupadas, sin distinguir entre las



desempleadas y las inactivas en el mercado laboral, asumiendo que ambas disponen del mismo tiempo para atender a los hijos. Sin embargo, la búsqueda de empleo es una actividad que exige dedicación de forma análoga a otros trabajos (Vikman, 2010). Además, las madres desempleadas en el momento de solicitar la inscripción en la escuela infantil aspiran a encontrar trabajo a lo largo del curso escolar y, por tanto, pueden prever la necesidad de recurrir a ella (Vikman, 2010). Por ello es esperable que las madres desempleadas hagan un mayor uso de los SFCl que las madres inactivas (Greenberg, 2011).

A su vez, en España al menos una parte de las escuelas infantiles y otros servicios formales, como las Casas de Niños en la Comunidad de Madrid, ofrecen la posibilidad de acudir durante un número de horas inferior al establecido en el horario ordinario (Ferrer, 2019). Por ello, aunque no esperamos que estar ocupado a tiempo parcial reduzca la probabilidad de usar los SFCl, sí preveamos que este tipo de empleo tenga un impacto negativo sobre el número de horas de uso. En Italia, Del Boca y Vuri (2007) no identifican diferencias en la probabilidad de uso de los SFCl entre las madres ocupadas a tiempo completo y las ocupadas a tiempo parcial mientras que Borra y Palma (2009) no encuentran diferencias entre las madres ocupadas a tiempo parcial y las no ocupadas en España.

Con base en lo anterior, formulamos las siguientes hipótesis relativas a los efectos de la situación y horario laborales de los progenitores (objetivos 2 y 3):

- H2A: Las familias con madres ocupadas tienen mayor probabilidad de usar SFCl que las familias con madres desempleadas o inactivas, y los usan durante más horas a la semana.
- H2B: Las familias con madres desempleadas tienen mayor probabilidad de usar SFCl que las familias con madres inactivas.
- H2C: Las familias cuyas madres tienen un empleo a tiempo parcial usan SFCl durante menos horas a la semana que aquéllas cuyas madres tienen una jornada laboral completa.
- H2D: La situación y horario laborales del padre no afectan a la probabilidad ni a la intensidad del uso de SFCl.

En relación con los recursos familiares, el precio de la escuela infantil y otros servicios formales puede suponer un coste inasumible para las familias con bajo nivel de ingresos (Schober y Spiess, 2013). A pesar de la existencia de ayudas y exenciones fiscales con diferente grado de progresividad, el coste de tales servicios representa una proporción mayor de la renta disponible para las familias con menos ingresos (Pungello y Kurtz-Costes, 1999; Schober y Spiess, 2013). De este modo, las familias con menor nivel de ingresos darán mayor importancia a la reducción sobre su renta disponible que tal elección implica. La mayoría de investigadores constatan una relación positiva entre la renta familiar y la probabilidad de usar SFCl (Abrassart y Bonoli, 2015; Coley et al., 2014; Greenberg, 2011; Suárez, 2013). Además, el coste de los SFCl aumenta con el número de horas que se usan. Incluso en las escuelas infantiles con financiación pública el coste de los servicios de horario extendido suele ser sufragado por las familias (Ferrer, 2019), y el precio de la jornada ordinaria es mayor que el de la jornada parcial. De este modo, la posibilidad hacer un uso más intensivo de los SFCl variará con el nivel de renta.

Además, una oferta insuficiente de plazas en escuelas infantiles y la complejidad de los procedimientos de acceso pueden dificultar su uso por parte de los grupos sociales menos aventajados. En primer lugar, es necesario que los padres conozcan la existencia del servicio, de las ayudas y el derecho que les asiste para acceder a ellas (Lowe y Weisner, 2004). Asimismo, deben informarse acerca de los requisitos y criterios utilizados para ordenar las solicitudes en caso de sobredemanda, siendo éstos, generalmente, poco claros y variables. El cumplimiento de los trámites administrativos requiere dedicar tiempo y atención, y presupone ciertas condiciones de vida, recursos y competencias lingüísticas y digitales (Leseman, 2002; Lowe y Weisner, 2004) que es menos probable que



tengan los progenitores con menor nivel educativo (Abrassart y Bonoli, 2015). Además, los plazos para solicitar plazas y ayudas son rígidos y limitados, comenzando en torno a cuatro meses antes del inicio del curso escolar, de modo que los padres deben planificar con suficiente antelación la combinación de agentes y servicios de cuidado que decidan usar (Pungello y Kurtz-Costes, 1999; Vandenbroeck et al., 2008). En este sentido, la mayor movilidad residencial e inestabilidad laboral, junto las dificultades en el manejo del idioma o en el acceso a la información debido al carácter más reducido de sus redes de familiares y amigos (Meyers y Jordan, 2006; Pungello y Kurtz-Costes, 1999), dificultan el acceso a los padres nacidos en otros países.

Junto a estas explicaciones centradas en las diferentes dotaciones de recursos y en las restricciones en el acceso, otras enfatizan la importancia de los valores y creencias de los padres según su nivel educativo o su origen nacional. Varios autores afirman que los progenitores con mayor nivel de estudios completado otorgan más importancia al contenido educativo que se presta en los servicios formales, a los potenciales efectos positivos sobre el desarrollo de los niños (Greenberg, 2011; Lowe y Weisner, 2004; Mamolo et al., 2011; Tang et al., 2012), a la socialización entre pares y a la interacción con adultos distintos a los padres que tiene lugar en estos centros (Del Boca et al., 2005). Por el contrario, se ha encontrado que los progenitores con menor nivel de estudios valoran en mayor medida el vínculo afectivo, el conocimiento personal del cuidador (Tang et al., 2012) y la flexibilidad organizativa que ofrecen los cuidadores familiares (Lowe y Weisner, 2004). Ello explicaría, parcialmente, el impacto positivo del nivel de estudios sobre la probabilidad de uso de los SFCl encontrado en numerosas investigaciones (Carlin et al., 2019; Greenberg, 2011; entre otros). Por su parte, los progenitores inmigrantes mantienen, con mayor o menor intensidad según grado de integración en la sociedad española, valores y creencias sobre la maternidad, la crianza y el empleo prevaletentes en sus países de origen que pueden diferir de las de aquélla, haciendo menos deseable el uso de los SFCl (Abrassart y Bonoli, 2015; Leseman, 2002; Vandenbroeck et al., 2008).

Por otro lado, existe un amplio consenso respecto a que la permanencia durante un número excesivo de horas en la escuela infantil puede ser perjudicial para el niño desde un punto de vista educativo (Bennett, 2012; Lazzari y Vandenbroeck, 2012). En la medida en que los progenitores con menor nivel de estudios y/o inmigrantes extracomunitarios que usen los SFCl lo hagan motivados fundamentalmente por las necesidades de conciliación laboral y familiar, mientras que los progenitores con mayor nivel de estudios y/o nacidos en España lo hagan con mayor frecuencia motivados por los potenciales efectos sobre el desarrollo de los niños, esperamos que los primeros recurran en mayor medida al horario de atención extendido, mientras que los segundos usen tales servicios durante un menor número de horas a la semana. En este sentido, Joesch y Hiedemann (2002) observan para Estados Unidos un impacto positivo del nivel de estudios de la madre sobre la probabilidad de usar servicios no familiares de cuidado, y otro negativo sobre el número de horas de uso de tales servicios.

A partir de lo expuesto anteriormente, formulamos las siguientes hipótesis (objetivos 2 y 3):

- H3A: Cuanto mayor es la renta familiar, mayor es la probabilidad de usar SFCl y mayor el número de horas durante las que los usan.
- H3B: Cuanto mayor es el nivel de estudios de los progenitores, mayor es la probabilidad de usar SFCl y menor el número de horas durante las que los usan.
- H3C: Las familias en las que alguno de los progenitores es inmigrante extracomunitario tienen menor probabilidad de usar SFCl, pero aquéllas que los usan lo hacen durante un mayor número de horas.

## METODOLOGÍA

Para contrastar estas hipótesis utilizamos los microdatos de la submuestra española de la edición de la *European Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) 2016, que incluye un módulo específico sobre acceso a servicios, incluidos los de cuidado de niños/as. El ámbito poblacional incluye los hogares privados, y sus miembros, de todo el territorio español (Eurostat, 2016). Dado nuestro objeto de estudio, tomamos como unidad de observación a los niños de 3 o menos años. Así, nuestra submuestra está formada por 924 niños de 0 a 3 años residentes en España, cuyos padres proporcionaron información sobre el uso que hacen de la escuela infantil u otros servicios formales de educación y atención de la primera infancia. Entre los niños de 3 años, incluimos únicamente aquellos que cumplieron 3 años en 2016.

La información sobre las variables dependientes procede de la pregunta relativa al número de horas durante las que el niño asiste a centros de educación preescolar y a otros centros de cuidado en una semana normal. De este modo, se incluye la asistencia a escuelas infantiles, pero también a centros educativos que no están sujetos a la autorización de las administraciones educativas y, en general, a SFCI en los que los cuidadores son profesionales cualificados y su relación con los padres está mediada por alguna estructura organizativa.

La [tabla 1](#) presenta las categorías y estadísticos descriptivos de las variables independientes analizadas. En cuanto a las características familiares, contemplamos la edad del niño/a, la presencia en el hogar de hermanos/as u otros niños/as de 6 o menos años, el número de progenitores y la presencia de otros adultos de 60 o más años. Desafortunadamente, la EU-SILC no proporciona datos sobre familiares y amigos que residen fuera del hogar y pueden actuar como potenciales cuidadores.

Respecto a la situación y horario laborales de la madre, distinguimos a las ocupadas a tiempo completo de las inactivas, las desempleadas y las ocupadas a tiempo parcial que trabajan menos de 30 horas a la semana. En el caso del padre agregamos en una sola categoría a los desempleados y los inactivos, por su reducido número en la muestra.

En lo relativo a los recursos que poseen las familias, los ingresos anuales se expresan como la renta familiar equivalente, es decir, dividiendo la renta disponible del hogar entre el número de unidades de consumo. El nivel educativo de los padres lo operacionalizamos como el máximo nivel alcanzado por alguno de ellos. Finalmente, teniendo en cuenta la importancia del estatus legal y las diferencias culturales, consideramos el origen nacional distinguiendo entre los niños con algún progenitor nacido en algún país no perteneciente a la Unión Europea y los niños cuyos padres han nacido en España u otro país de la Unión Europea.

La estrategia de análisis consiste, en primer lugar, en la elaboración de estadísticos descriptivos sobre la extensión e intensidad del uso de los SFCI en cada tramo de edad y en el conjunto de la muestra. En segundo lugar, se analizan los condicionantes sociales de tal uso estimando un modelo de regresión de Poisson con cero inflado. Esta técnica es particularmente adecuada dado que nuestra variable dependiente es de recuento (número de horas de asistencia a SFCI), es decir, tiene un rango limitado de valores enteros no negativos, y una distribución de casos fuertemente asimétrica a la derecha debido a la elevada proporción de aquéllos con valor cero (quienes no usan SFCI). Dicha técnica modela la pertenencia de cada caso a dos grupos teóricos: el de aquéllos con una probabilidad plena de adoptar el valor cero y el de los que tienen alguna probabilidad de adoptar valores superiores, asumiendo que tal distribución se corresponde con la de una regresión logit. La probabilidad de que los casos incluidos en el segundo grupo adopten cada valor de recuento (horas de asistencia) se determina mediante una regresión de Poisson (Long y Freese, 2001). De este modo, a diferencia de lo que ocurriría si aplicásemos un modelo logit multinomial (Mamolo et al., 2011) o tobit con cero censurado (Legazpe y Davia, 2019),

podemos analizar simultáneamente en un solo modelo, pero de forma separada, la influencia de las variables independientes sobre la probabilidad de uso de los SFCI y, en caso de que los utilicen, sobre la intensidad de este uso medida en horas de asistencia.

**Tabla 1.** Distribución de la muestra según las variables independientes incluidas en el modelo.

	Media / %	Desviación típica
Edad del niño		
Cero años	28,0%	
Un año	28,8%	
Dos o tres años	43,2%	
Presencia de hermanos u otros niños de 6 o menos años en el hogar	44,1%	
Presencia de un solo progenitor en el hogar (hogares monoparentales)	11,0%	
Presencia de otros adultos de 60 o más años en el hogar	6,0%	
Situación y horario laborales de la madre		
Inactiva	15,1%	
Desempleada	25,0%	
Ocupada a tiempo parcial, con semana laboral de menos de 30 horas	13,6%	
Ocupada a tiempo completo, con semana laboral de 30 o más horas	46,3%	
Situación y horario laborales del padre		
Inactivo o desempleado	13,2%	
Ocupado a tiempo parcial, con semana laboral de menos de 30 horas	2,0%	
Ocupado a tiempo completo, con semana laboral de 30 o más horas	84,8%	
Renta disponible familiar equivalente, en decenas de millares de euros (media)	1,52	0,92
Nivel máximo de estudios completado por alguno de los progenitores		
Educación primaria o inferior	4,8%	
Educación secundaria obligatoria	17,6%	
Educación secundaria superior	18,8%	
Educación universitaria	58,8%	
Origen nacional de los progenitores: alguno nacido fuera de la UE	19,9%	

*Fuente:* elaboración propia a partir de los datos de EU-SILC 2016, Eurostat.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

De acuerdo con nuestros resultados (Tabla 2), el 42,8% de los niños entre 0 y 2 años acudieron a SFCI durante el curso 2015-2016. Como preveíamos en H0, esta estimación supera de forma significativa el 34% de uso que reflejan las Estadísticas oficiales de Enseñanzas No Universitarias, dado que estas contabilizan únicamente personas matriculadas en

centros supervisados por la administración educativa. Nuestros resultados estiman que los niños que usan SFCI acuden una media de 27,6 horas a la semana. La desviación típica de 9 horas indica que, junto a aquellas familias que los utilizan durante el horario habitual de entre seis y siete horas al día, los cinco días de la semana, es relativamente frecuente que otras limiten su uso a jornadas partidas o reducidas, o bien hagan uso de los servicios complementarios en horarios extendidos.

Existe una gran variabilidad en la probabilidad de asistencia en función de la edad, siendo reducida en los primeros doce meses y superando los dos tercios a partir de los dos años. Esas diferencias reflejan la complementariedad de los SFCI con otros recursos con los que cuentan los progenitores, como los permisos remunerados y las/os abuelas/os, en el primer año de vida del niño, así como, probablemente, la extensión de la creencia de que los servicios formales de cuidado son más apropiados a partir de cierta edad (Jurado et al., 2012). El número de horas de asistencia también es menor en los primeros doce meses, sin que haya diferencias significativas a partir del primer año. Estas pautas se mantienen controlados los efectos del resto de las variables socioeconómicas.

**Tabla 2.** Extensión e intensidad del uso de los SFCI según la edad del niño.

	% de asistencia a SFCI	N.º de horas de asistencia (desviación típica)
Cero años	7	25,4 (9)
Un año	38,5	28 (9)
Dos o tres años	68,9	27,6 (9,3)
Total	42,8	27,6 (9)

*Fuente:* elaboración propia a partir de los datos de EU-SILC 2016, Eurostat.

En la [tabla 3](#) se recogen los resultados del modelo de regresión de Poisson con cero inflado estimado. Tal y como señalamos en la hipótesis 1A, que los niños acuden a SFCI es más probable cuando conviven con otros menores de siete años (1/OR 1,75). Ello concuerda con la evidencia que aportan los estudios de Legazpe y Davia (2019) y Suárez (2013) realizados en España, y de Del Boca y Vuri en Italia (2007), pero contrasta con las conclusiones de los trabajos de Hoffert y Wissoker (1992) en Estados Unidos y de Geoffroy et al. (2012) en Canadá, que encuentran efectos en sentido opuesto. Es posible que estas diferencias se deban a que en estos países la disponibilidad de plazas públicas es menor que en España y el coste de las privadas es mayor (Organisation for Economic Cooperation and Development [OECD], 2006; OECD, 2017), y a que la condición de familia numerosa o la matriculación previa de hermanos en el mismo centro suelen ser criterios que favorecen la admisión en las escuelas infantiles y la concesión de subvenciones y/o descuentos (Alcrudo et al., 2015). Además, los niños con hermanos de seis o menos años asisten un 4% (IRR 1,04) más de tiempo semanal que los hijos sin hermanos de esa edad. Esta diferencia puede deberse a la mayor carga global de cuidado a la que deben dar respuesta los padres con varios hijos y a su necesidad de coordinar los desplazamientos de los niños a diferentes centros o en diferentes horarios.

Los resultados mostrados en la [tabla 3](#) no confirman la hipótesis de que la disponibilidad de familiares y amigos reduce la probabilidad de uso de los SFCI (H1B). Ello puede deberse a que el indicador utilizado, la presencia de mayores de 59 años en el hogar, tiene dos limitaciones: (a) no contempla su situación de salud y, por tanto, la medida en que pueden actuar como cuidadores de los niños o ellos mismos son los propios demandantes de cuidado; y (b) excluye a posibles cuidadores/as familiares que no viven en el hogar, de forma que no incorpora a los abuelos que viven cerca y que, como constatan estudios anteriores, se han revelado agentes de cuidado frecuentes para una parte significativa de familias (Meil, Rogero-García y Romero-Balsas, 2018). Finalmente,

es posible que en estos hogares los progenitores prefieran un cuidado profesional antes que recurrir a los abuelos.

La previsión de que los hogares monoparentales tienen mayor necesidad de recurrir a agentes extra-parentales de cuidado tampoco se traduce en un mayor uso de los SFCl. Estos resultados contradicen las conclusiones de [Legazpe y Davia \(2019\)](#) y [Suárez \(2013\)](#), y no permiten confirmar la hipótesis 1C. Una de las posibles explicaciones a este resultado es que nuestro análisis incorpora la presencia de personas mayores en el hogar, una estrategia más frecuente entre las familias monoparentales.

En relación con la disponibilidad de tiempo de los progenitores, se observa que la situación laboral de la madre condiciona tanto la probabilidad de que las familias usen SFCl como el número de horas que recurren a ellos ([Tabla 3](#)). La probabilidad de usar SFCl es mayor entre las madres ocupadas a tiempo completo que entre las desempleadas (OR 1,79) y las inactivas (OR 3,57), en línea con lo previsto en las hipótesis 2A y 2B. Ello es coherente con lo observado en otros países en los que la mayor disponibilidad de tiempo, la ausencia de una fuente laboral de ingresos y la política de admisión guiada por el objetivo de conciliación laboral y familiar explican el menor uso que las familias con madres no ocupadas hacen de los servicios formales ([Abrassart y Bonoli, 2015](#); [Coley et al., 2014](#); [Tang et al., 2012](#); entre otros).

Sin embargo, estos autores no establecen distinciones entre las madres inactivas y las desempleadas, a pesar de que la disponibilidad de tiempo en estas últimas es menor al tener que invertir parte de él en actividades relacionadas con la búsqueda de empleo, como cursos, entrevistas de trabajo o trámites administrativos para acreditar periódicamente el cumplimiento de las condiciones para la recepción de prestaciones de desempleo. Los resultados de nuestro análisis confirman que las madres desempleadas tienen menos probabilidad de recurrir a SFCl que las empleadas a tiempo completo, pero más que las madres inactivas (1/OR 0,28 frente a 0,56). En relación con los baremos de acceso a las escuelas infantiles públicas, la mayoría de las comunidades autónomas puntúan favorablemente que los progenitores estén ocupados, pero sólo unas pocas dan prioridad a los desempleados respecto a los inactivos ([Ferrer, 2019](#)).

Por lo que se refiere al número de horas de asistencia (componente de recuento) entre quienes asisten algún tiempo semanal, se observa que los hijos de madres ocupadas a tiempo completo asisten a SFCl un 15% más de tiempo que los de madres inactivas (1/IRR 1,15), un 30% más que los de madres desempleadas y un 24% más que los de madres ocupadas a tiempo parcial, de acuerdo con lo establecido en las hipótesis 2A y 2C. De este modo, cuanto más tiempo dedican las madres empleadas a su trabajo remunerado, más tiempo utilizan sus hijos/as los servicios formales de cuidado. Estos resultados coinciden con lo observado por [Hepburn \(2018\)](#) en Estados Unidos.

Por su parte, la situación y duración de la jornada laboral de los padres no tienen efectos estadísticamente significativos sobre la probabilidad e intensidad del uso de los servicios formales de cuidado, confirmándose la hipótesis 2D. Debido a la persistencia de diferencias por género en la asunción de la responsabilidad del cuidado de los hijos, el tiempo adicional del que disponen los progenitores varones que no están ocupados no se traduce en un menor uso de SFCl, a diferencia de lo que sucede en el caso de las madres. Estos resultados coinciden con investigaciones precedentes ([Mamolo et al., 2011](#)) y son coherentes con la interpretación de que la redefinición del rol familiar de los hombres que ha tenido lugar en las últimas décadas en España, aunque importante, ha sido menos profunda que la del rol laboral de las mujeres ([Meil y Rogero-García, 2014](#)). Así mismo, estos hallazgos reflejan la persistencia de una cultura del género en la cual es normal que el cuidado en la primera infancia reconfigure de forma significativa la relación con el empleo de las mujeres, pero no la de los hombres ([Pfau Effinger, 1998](#)).

**Tabla 3.** Modelo de regresión de Poisson con cero inflado sobre la probabilidad de asistencia y el número de horas a servicios formales de cuidado infantil.

	Componente cero					Componente de recuento				
	B	Error t. r.	Sig.	OR <sup>a</sup>	1/OR	B	Error t. r.	Sig.	IRR <sup>b</sup>	1/IRR
Edad (ref.: dos o tres años)										
Cero años	3,97	0,28	0,000	52,80	0,02	-0,09	0,05	0,052	0,91	1,10
Un año	1,54	0,18	0,000	4,69	0,21	-0,02	0,02	0,279	0,98	1,02
Algún hermano de 6 o menos años en el hogar										
Hogar monoparental	0,00	0,34	0,992	1,00	1,00	-0,02	0,04	0,564	0,98	1,02
Mayores de 59 años en el hogar	0,32	0,41	0,427	1,38	0,72	-0,06	0,05	0,260	0,95	1,06
Situación laboral de la madre (ref.: ocupada >= 30 h.)										
Inactiva	1,27	0,28	0,000	3,57	0,28	-0,14	0,04	0,000	0,87	1,15
Desempleada	0,58	0,23	0,013	1,79	0,56	-0,26	0,03	0,000	0,77	1,30
Ocupada a tiempo parcial (< 30 h.)	-0,02	0,26	0,945	0,98	1,02	-0,22	0,03	0,000	0,80	1,24
Situación laboral del padre (ref.: ocupado >= 30 h.)										
Inactivo o desempleado	0,34	0,28	0,233	1,40	0,71	0,04	0,04	0,292	1,04	0,96
Ocupado a tiempo parcial (< 30 h.)	0,16	0,67	0,805	1,18	0,85	0,13	0,09	0,134	1,14	0,88
Renta disponible familiar equivalente	-0,53	0,12	0,000	0,59	1,69	0,03	0,01	0,007	1,03	0,97
Nivel de estudios de los padres (ref.: E. primaria o inferior)										
Educación secundaria obligatoria	-0,02	0,52	0,965	0,98	1,02	-0,30	0,07	0,000	0,74	1,35
Educación secundaria superior	-0,19	0,51	0,708	0,82	1,21	-0,38	0,07	0,000	0,68	1,46
Estudios universitarios	-0,07	0,52	0,897	0,94	1,07	-0,39	0,07	0,000	0,68	1,47
Algún padre nacido fuera de la UE	0,56	0,22	0,010	1,76	0,57	0,09	0,03	0,001	1,09	0,92
Constante	-0,33	0,56	0,557	0,72	1,39	3,69	0,07	0,000	40,24	0,02

Fuente: elaboración propia a partir de los datos de EU-SILC 2016, Eurostat. N = 924, LR Chi<sup>2</sup> = 206,02 (Sig. < 0,01). <sup>a</sup>Odds ratio. <sup>b</sup>Incidence rate ratio.

Los recursos y valores asociados a la renta familiar, el nivel educativo y el origen nacional también condicionan el uso de los SFCl. A pesar de que las políticas sociales de las Comunidades Autónomas han buscado facilitar el acceso de las familias con menores recursos a estos servicios reduciendo su coste en función de la renta, ésta continúa siendo una importante barrera de acceso. Ante un aumento de la renta disponible familiar equivalente anual de 10.000 euros, la razón de probabilidades del uso de los SFCl se incrementa un 69% (1/OR 1,69) y el número de horas de uso un 3% (IRR 1,03), en línea con la hipótesis 3A. Esta relación positiva ha sido descrita previamente en investigaciones centradas en España (Legazpe y Davia, 2019; Suárez, 2013) y en otros países de nuestro entorno con una organización de los SFCl similar (Abrassart y Bonoli, 2015). La falta de plazas disponibles en escuelas infantiles públicas y el hecho de que los descuentos y ayudas públicas para la matriculación sólo cubran parcialmente su coste hacen que, de acuerdo con lo previsto por la teoría racionalista (Hofferth y Wissoker, 1992), la renta familiar sea un factor condicionante de la probabilidad e intensidad de su uso por parte de las familias. Tal y como establece la teoría del cuidado social (Daly y Lewis, 2000), este resultado confirma la relevancia del diseño de los servicios públicos de cuidado en la estructuración de las desigualdades en la distribución de la atención informal a la infancia en términos de género y clase social, poniendo de relieve la necesidad de una política de universalización del acceso gratuito al primer ciclo de educación infantil para avanzar en la igualdad de oportunidades.

Los resultados del análisis según el nivel de estudios de los progenitores no resultan estadísticamente significativos, por lo que no se confirma la hipótesis 3B. Ello contrasta con lo hallado en investigaciones sobre el caso español (Mamolo et al., 2011) y de otros países (Del Boca et al., 2005; Geoffroy et al., 2012; Greenberg, 2011), pero son coherentes con los obtenidos por Borra y Palma (2009). Esta ausencia de relación podría estar indicando que la idea de que la escuela infantil es una opción positiva para el desarrollo infantil no está más presente en familias con un mayor capital cultural y, por tanto, podría ser transversal en términos de clase social.

El origen nacional de los progenitores, sin embargo, tiene un efecto significativo e independiente de las demás circunstancias socioeconómicas sobre el uso de los SFCl. La razón de probabilidades de que las familias con algún progenitor nacido fuera de España (u otros países de la UE) usen SFCl es, aproximadamente, la mitad (1/OR 0,57) de la que lo hagan si han nacido en la Unión Europea, controlados los efectos del nivel de renta y demás variables incluidas en el modelo, confirmándose la hipótesis 3C. Este resultado puede explicarse, en primer lugar, por las dificultades que encuentra esta población en los procesos de admisión. Particularmente, pueden actuar como barreras los problemas en el manejo del idioma, la mayor movilidad residencial a lo largo del curso escolar y el hecho de disponer de menos información por contar con una red social más reducida. En segundo lugar, este menor uso se puede deber a los diferentes valores y preferencias de los padres inmigrantes en relación con la crianza. Según el indicador sobre las normas relativas a la maternidad de la Encuesta Mundial de Valores, la norma del cuidado maternal está mucho más extendida en los países de los que procede la mayoría de migrantes que en España: así, mientras el 28,7% de las personas residentes en España está de acuerdo con la afirmación de que los niños en edad preescolar sufren si su madre está empleada, en los países de los que procede la mayoría de la población migrante este porcentaje se sitúa entre el doble y triple (43,1% en Colombia, el 59,8% en Ecuador y el 70,8% en Marruecos) (Inglehart et al., 2014). Estas representaciones sociales sobre qué significa cuidar de forma adecuada y sobre los efectos de los diferentes tipos de cuidado sobre los/as niños/as reflejan la existencia de culturas de género diferenciadas y, por tanto, diferentes formas de entender el papel de la mujer y el hombre en la familia.



Finalmente, el número de horas que los progenitores con estudios primarios o inferiores usan los SFCI es entre un 35% (I/IRR 1,35) y un 47% (I/IRR 1,47) superior al de los progenitores con mayor nivel de estudios. Asimismo, las familias en las que algún progenitor tiene origen extracomunitario usan los SFCI un 9% más de horas (IRR 1,09). Una hipótesis explicativa es que entre las motivaciones de los padres con menor nivel de estudios o los inmigrantes extracomunitarios que usan los SFCI están más frecuentemente las necesidades de conciliación laboral y familiar que los potenciales efectos educativos (Krapf, 2014; Mamolo et al., 2011), de modo que aquéllos usan los SFCI durante un mayor número de horas, a pesar de que desde un punto de vista educativo se recomienda que no excedan las de una jornada escolar ordinaria. Por otro lado, es posible que, a pesar de que el modelo incorpora variables relativas al tiempo de trabajo, haya componentes de precariedad laboral que el modelo no capte (como, por ejemplo, la flexibilidad o disponibilidad temporal requeridas por el empleo) que puedan estar detrás del superior tiempo de uso de los SFCI por parte de estos colectivos.

## CONCLUSIONES

Este trabajo ofrece un análisis novedoso y detallado que contribuye a ampliar el conocimiento existente en España sobre los factores sociales que condicionan la probabilidad e intensidad del uso de los SFCI. Nuestros resultados muestran que este uso está condicionado por variables relacionadas con la composición de las familias, la situación laboral de los padres, y sus recursos económicos, culturales y sociales. Las pautas de uso de los SFCI por parte de los diferentes grupos sociales muestran la persistencia de desigualdades significativas según el género del progenitor y los recursos socioeconómicos de las familias.

En este sentido, las familias con madres no ocupadas tienen menos probabilidad de usar los SFCI, como se ha evidenciado también en otros estudios. No obstante, nuestros resultados revelan que aquellas madres inactivas tienen una probabilidad de uso de SFCI aún menor que las madres desempleadas. Ello se explica porque estas últimas invierten parte de su tiempo en actividades relacionadas con la búsqueda activa de empleo, por lo que tienen más dificultades para disponer de tiempo para cuidar y necesitan estar disponibles para aceptar un empleo. A su vez, las madres no ocupadas u ocupadas a tiempo parcial recurren a los SFCI durante un menor número de horas que las ocupadas a tiempo completo, lo que refleja que hacen uso de las modalidades de asistencia a media jornada o reducida que suelen ofrecer estos servicios. En términos de conciliación de la vida laboral y familiar, estos resultados revelan la importancia de ofrecer SFCI con horarios flexibles y adaptados a diferentes horarios laborales.

Las circunstancias laborales de los hombres, por el contrario, no se relacionan ni con la probabilidad de usar los SFCI, ni con el tiempo de uso, incluso aunque estén en situación de desempleo. Ello refleja, entre otros, la resistencia de los padres no ocupados a asumir el cuidado en solitario mientras la madre está empleada y, en términos generales, la persistencia de roles tradicionales de género en relación con la distribución del cuidado infantil. De esta evidencia se colige la necesidad de articular políticas públicas que fomenten el compromiso de los hombres con el cuidado de sus hijos durante sus primeros años de vida, como se pretende con la ampliación de la duración del permiso de paternidad.

El hecho de que no se garantice la gratuidad de la matriculación en las escuelas infantiles, tanto públicas como -con mayor énfasis- privadas, hace que el coste sea una

barrera determinante para el acceso y uso de una parte de las familias con rentas bajas. En un contexto de sobredemanda de las escuelas más asequibles, como es el actual (Vélez-de-Medrano Ureta, Manzano-Soto y Turienzo, 2020), completar los procedimientos de admisión exige a las familias movilizar una serie de recursos culturales y sociales de los que, en ocasiones, no disponen los padres inmigrantes, dificultando su acceso. A pesar de ello, nuestros resultados muestran que tanto los hijos de padres inmigrantes extracomunitarios como los de padres con niveles de estudios bajos que usan los SFCI asisten durante más horas que el resto. Ello es coherente con la interpretación de que estos grupos sociales usan los SFCI más motivados por las necesidades prácticas de conciliación familiar y laboral que por las previsibles ventajas educativas que estos servicios representan.

Desde el prisma de una política pública que pretenda aumentar el acceso a los SFCI de los grupos sociales más desaventajados, los resultados evidencian las limitaciones de la política de reducir el coste de las escuelas privadas para estas familias, por lo que sería conveniente aumentar el número de plazas en escuelas infantiles con financiación pública, teniendo como horizonte el objetivo establecido por el *Marco de Calidad de la UE para la Educación y los Cuidados de la Primera Infancia* de que las administraciones educativas garanticen el acceso a una plaza asequible a las familias que lo demanden (Consejo de la Unión Europea, 2019). Mientras tanto, sería aconsejable que los baremos de admisión favoreciesen el acceso a las familias cuyos padres se encuentren en situación de desempleo en el momento de solicitar la plaza y que las administraciones educativas facilitasen dicho proceso de solicitud y admisión, proveyendo activamente información suficiente, simplificando los trámites y haciendo una labor de acompañamiento, desde los propios centros, a las familias sujetas a algún tipo de vulnerabilidad social.

Este trabajo tiene varias limitaciones. Los datos de encuesta en los que nos basamos no incluyen preguntas relativas a las normas y creencias sobre los modelos de crianza o los roles de género de los padres, de modo que no podemos comprobar en qué medida esos aspectos culturales interactúan con las condiciones sociales analizadas. Tampoco disponemos de información que nos permita analizar cómo la variabilidad en factores contextuales, como el precio, la distribución territorial de la oferta pública y privada, o el diseño de los procesos de escolarización en los centros de educación infantil, afectan al comportamiento de los progenitores. Finalmente, no disponemos de datos más precisos sobre la disponibilidad de los abuelos y otros familiares para ayudar en los cuidados de los niños más allá de la composición de los hogares, lo que restringe nuestro conocimiento sobre los recursos informales con los que cuentan las familias. A pesar de estas limitaciones, tanto la calidad de la fuente de datos utilizada, ampliamente reconocida en el campo de los estudios sociales sobre la familia, como la metodología utilizada, particularmente idónea para los objetivos propuestos, permiten aportar resultados novedosos y relevantes sobre un tema insuficientemente explorado en España y con implicaciones significativas en términos de política pública.

## FINANCIACIÓN

Este artículo se ha realizado en el marco del proyecto “El cuidado de niños menores de 7 años en España: Agentes, prácticas y satisfacción” (CSO2017-84634-R), financiado por el Ministerio de Economía, Industria y competitividad.

## REFERENCIAS

- Abrassart, A., & Bonoli, G. (2015). Availability, Cost or Culture? Obstacles to Childcare Services for Low Income Families. *Journal of Social Policy*, 44(4), 787-806.  
<https://doi.org/10.1017/S0047279415000288>
- Alcrudo, P., Alonso, A., Escobar, M., Hoyuelos, A., Medina A., y Vallejo, A. (2015). *La educación infantil de 0 a 6 años en España*. Editorial Fantasía.
- Anttonen, A., & Sipilä, J. (1996). European social care services: is it possible to identify models? *Journal of European social policy*, 6(2), 87-100.  
<https://doi.org/10.1177/095892879600600201>
- Bennet, J. (Ed.). (2012). *ECEC for children from disadvantaged backgrounds: Findings from a European literature review and two case studies. Final Report*. European Commission.  
<https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/cd04bada-ef6c-4026-b2bb-62819dc6fcf9/language-en/format-PDF/source-192766597>
- Blau, D. M. (2001). *Child Care Problem. An Economic Analysis*. Russell Sage Foundation.
- Borra, C., & Palma, L. (2009). Child Care Choices in Spain. *Journal of Family and Economic Issues*, 30(4), 323-338. <https://doi.org/10.1007/s10834-009-9167-6>
- Carlin, C., Davis, E. E., Krafft, C., & Tout, K. (2019). Parental preferences and patterns of child care use among low-income families: A Bayesian analysis. *Children and Youth Services Review*, 99, 172-185. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2019.02.006>
- Cebolla-Boado, H., Radl, J., & Salazar, L. (2014). *Aprendizaje y ciclo vital. La desigualdad de oportunidades desde la educación preescolar hasta la edad adulta*. Obra Social “la Caixa”.
- Chaudry, A., Henly, J., & Meyers, M. (2010). *Conceptual Frameworks for Child Care Decision-Making*. ACF-OPRE White Paper. Office of Planning, Research and Evaluation, Administration for Children and Families, US Department of Health and Human Services.  
<https://www.acf.hhs.gov/media/9032>
- Coley, R. L., Votruba-Drzal, E., Collins, M. A., & Miller, P. (2014). Selection into early education and care settings: Differences by developmental period. *Early Childhood Research Quarterly*, 29(3), 319-332. <https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2014.03.006>
- Consejo de la Unión Europea (2019). *Anexo de la Recomendación del Consejo de 22 de mayo de 2019 relativa a unos sistemas de educación y cuidados de la primera infancia de alta calidad*. Diario Oficial de la Unión Europea, C189,11-14, 5 de junio de 2019.
- Daly, M., & J. Lewis (2000). The Concept of Social Care and the Analysis of Contemporary Welfare States. *British Journal of Sociology*, 51(2), 281-298.  
<https://doi.org/10.1111/j.1468-4446.2000.00281.x>
- Del Boca, , D., & Vuri, D. (2007). The mismatch between employment and child care in Italy: the impact of rationing. *Journal of Population Economics*, 20(4), 805-832.  
<https://doi.org/10.1007/s00148-006-0126-3>
- Del Boca, D., Locatelli, M., & Vuri, D. (2005). Child-Care Choices by Working Mothers: The Case of Italy. *Review of Economics of the Household*, 3(4), 453-477.  
<https://doi.org/10.1007/s11150-005-4944-y>
- Durán, M.A. (dir). (2003). *La aportación de las mujeres a la economía y a la sociedad de la Comunidad de Madrid*. Madrid, Comunidad de Madrid: Dirección General de la Mujer.

- Esping-Andersen, G. (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, G. (1999). *Social Foundations of Post-Industrial Economies*. New York: Oxford University Press.
- Eurostat (2016). *Methodological guidelines and description of EU-SILC target variables, (Version June 2016)*.
- Ferrer, Á. (2019). *Donde todo empieza. Educación infantil de 0 a 3 años para igualar oportunidades*. Save the Children España.  
[https://www.savethechildren.es/sites/default/files/imce/donde\\_todo\\_empieza\\_0.pdf](https://www.savethechildren.es/sites/default/files/imce/donde_todo_empieza_0.pdf)
- Gandasegui, V. D., Gorfinkiel, M. D., & Elizalde San Miguel, B. (2017). Caring for children under three years in two different models of welfare states: The cases of Spain and Norway. *Journal of Comparative Family Studies*, 48(2), 157-173.  
<https://doi.org/10.3138/jcfs.48.2.157>
- Gauthier, A. H., & DeGusti, B. (2012). The time allocation to children by parents in Europe. *International Sociology*, 27(6), 827-845. <https://doi.org/10.1177/0268580912443576>
- Geoffroy, M. C., Séguin, J. R., Lacourse, E., Boivin, M., Tremblay, R. E., & Côté, S. M. (2012). Parental characteristics associated with childcare use during the first 4 years of life: results from a representative cohort of Québec families. *Canadian Journal of Public Health*, 103(1), 76-80. <https://doi.org/10.1007/BF03404073>
- Gracia, P. (2016). *Estratificación social y cuidado parental: un análisis del caso español*. Observatorio Social de "la Caixa".  
[https://elobservatoriosocial.fundacionlacaixa.org/es/-/estratificacion-social-y-cuidado-parental\\_un-analisis-del-caso-espanol](https://elobservatoriosocial.fundacionlacaixa.org/es/-/estratificacion-social-y-cuidado-parental_un-analisis-del-caso-espanol)
- Greenberg, J. P. (2011). The impact of maternal education on children's enrollment in early childhood education and care. *Children and Youth Services Review*, 33(7), 1049-1057.  
<https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2011.01.016>
- Hank, K., & Buber, I. (2009). Grandparents caring for their grandchildren: findings from 2004 Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe. *Journal of Family Issues*, 30(1), 53-73.  
<https://doi.org/10.1177/0192513X08322627>
- Hepburn, P. (2018). Parental Work Schedules and Child-Care Arrangements in Low-Income Families. *Journal of Marriage and Family*, 80(5), 1187-1209.  
<https://doi.org/10.1111/jomf.12505>
- Hofferth, S. L., & Wissoker, D. A. (1992). Price, Quality, and Income in Child Care Choice. *The Journal of Human Resources*, 27(1), 70-111. <https://www.jstor.org/stable/pdf/145913.pdf>
- Inglehart, R., Haerpfer, C., Moreno, A., Welzel, C., Kizilova, K., Diez-Medrano, J., Lagos, M., Norris, P., Ponarin, E., & Puranen, B. (Eds.). (2014). *World Values Survey: Round Six - Country-Pooled Datafile 2010-2014*. JD Systems Institute.  
<https://www.worldvaluessurvey.org/WVSONline.jsp>
- Instituto Nacional de Estadística. (2021). *Cifras de Población*. (Consultado el 20 de marzo de 2021)  
[https://www.ine.es/dyngs/INEbase/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736176951&menu=resultados&secc=1254736195196&idp=1254735572981](https://www.ine.es/dyngs/INEbase/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176951&menu=resultados&secc=1254736195196&idp=1254735572981)
- Joesch, J. M., & Hiedemann, B. G. (2002). The demand for nonrelative child care among families with infants and toddlers: A double-hurdle approach. *Journal of Population Economics*, 15, 495-526. <https://doi.org/10.1007/s001480100112>

- Jurado Guerrero, T. (Dir.), Castro, T., Martín, T., Seiz, M., González, M. J., Domínguez, M., Lapuerta, I., y Amigot, P. (2012). Corresponsabilidad antes y después del nacimiento del primer hijo en España. [http://www.inmujer.gob.es/areasTematicas/estudios/estudioslinea2014/docs/Corresponsabilidad\\_antes\\_despues\\_hijo.pdf](http://www.inmujer.gob.es/areasTematicas/estudios/estudioslinea2014/docs/Corresponsabilidad_antes_despues_hijo.pdf), consultado el 16 de junio de 2022
- Krapf, S. (2014). Who uses public childcare for 2-year-old children? Coherent family policies and usage patterns in Sweden, Finland and Western Germany. *International Journal of Social Welfare*, 23(1), 25-40. <https://doi.org/10.1111/ijsw.12031>
- Lazzari, A., & Vandebroek, M. (2012). Appendix I: Literature Review of the Participation of Disadvantaged Children and Families in ECEC Services in Europe. En J. Bennett (Ed.), *ECEC for children from disadvantaged backgrounds: Findings from a European literature review and two case studies. Final Report*. European Commission. [https://www.researchgate.net/publication/236347330\\_Literature\\_Review\\_of\\_the\\_Participation\\_of\\_Disadvantaged\\_Children\\_and\\_Families\\_in\\_ECEC\\_Services\\_in\\_Europe\\_compiled\\_for\\_the\\_study\\_27Early\\_childhood\\_education\\_and\\_care\\_ECEC\\_in\\_promoting\\_educational\\_attain](https://www.researchgate.net/publication/236347330_Literature_Review_of_the_Participation_of_Disadvantaged_Children_and_Families_in_ECEC_Services_in_Europe_compiled_for_the_study_27Early_childhood_education_and_care_ECEC_in_promoting_educational_attain)
- Legazpe, N., & Davia, M. A. (2019). Women's Employment and Childcare Choices in Spain Through The Great Recession. *Feminist Economics*, 25(2), 173-198. <https://doi.org/10.1080/13545701.2019.1566754>
- Leitner, S. (2003). Varieties of familialism: The caring function of the family in comparative perspective. *European Societies*, 5, 353-375. <https://doi.org/10.1080/1461669032000127642>
- León, M., y Muñoz-Mendoza, C. (2015). Servicios de atención a la infancia ¿política asistencial o educativa? En M. León (Ed.), *Empleo y maternidad: obstáculos y desafíos a la conciliación de la vida laboral y familiar* (pp. 129-151). Universidad Autónoma de Barcelona.
- Leseman, P. P. M. (2002). *Early childhood education and care for children from low-income or minority backgrounds*. A Paper for Discussion at the OECD Oslo Workshop, June 6-7. <https://www.oecd.org/education/school/1960663.pdf>
- Lewis, J. (1992). Gender and the Development of Welfare Regimes. *Journal of European Social Policy*, 2, 159-173. <https://doi.org/10.1177/095892879200200301>
- Ley Orgánica 2/2006, de 3 de mayo, de Educación. Boletín Oficial del Estado, n.º 106, de 4 de mayo de 2006.
- Long, J. S., & Freese, J. (2001). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. Stata Press Publication.
- Lowe, E. D., & Weisner, T. S. (2004). 'You have to push it - who's gonna raise your kids?': situating child care and child care subsidy use in the daily routines of lower income families. *Children and Youth Services Review*, 26(3), 143-171. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2004.01.011>
- Mamolo, M., Coppola, L., & Di Cesare, M. (2011). Formal Childcare Use and Household Socio-economic Profile in France, Italy, Spain and UK. *Population Review*, 50(1), 170-194. <https://muse.jhu.edu/article/434841>
- Meil G., Rogero-García, J., & Romero-Balsas, P. (2018). Grandparent's Role in Spanish Families' Work/Life Balance Strategies. *Journal of Comparative Families Studies*, 49(2), 163-177. <https://doi.org/10.3138/jcfs.49.2.163>

- Meil, G., y Rogero-García, J. (2014). Abuelas, abuelos y padres varones en el cuidado de la infancia. *Cuadernos de Relaciones Laborales*, 32(1), 49-67. [https://doi.org/10.5209/rev\\_CRLA.2014.v32.n1.44713](https://doi.org/10.5209/rev_CRLA.2014.v32.n1.44713)
- Meil, G., Diaz-Gandasegui, V., Rogero-García, J., & Romero-Balsas, P. (2021). Non-Parental Childcare in France, Norway, and Spain. In *The Palgrave Handbook of Family Sociology in Europe* (pp. 345-360). Palgrave Macmillan.
- Meyers, M. K. y Jordan, L. P. (2006). Choice and Accommodation in Parental Child Care Decisions. *Community Development*, 37(2), 53-70. <https://doi.org/10.1080/15575330609490207>
- Ministerio de Educación y Formación Profesional (2021). *Estadísticas de Enseñanzas No Universitarias*. (Consultado el 20 de marzo de 2021) <https://www.educacionyfp.gob.es/servicios-al-ciudadano/estadisticas/no-universitaria/alumnado/matriculado/2015-2016-rd.html>
- Moreno-Mínguez, A., Ortega-Gaspar, M., & Gamero-Burón, C. (2019). A socio-structural perspective on family model preferences, gender roles and work-family attitudes in Spain. *Social Sciences*, 8(1), 4. <https://doi.org/10.3390/socsci8010004>
- Naldini, M., & Jurado, T. (2013). Family and welfare state reorientation in Spain and inertia in Italy from a European perspective. *Population Review*, 52(1), 43-61. <https://muse.jhu.edu/article/495693>
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2006). *Starting Strong II. Early Childhood Education and Care*. OECD Publishing.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2017). *Starting Strong 2017: Key OECD Indicators on Early Childhood Education and Care*. OECD Publishing.
- Orloff, A. S. (1993). Gender and the Social Rights in Citizenship: The Comparative Analysis of Gender Relations and Welfare States. *American Sociological Review*, 58, 303-328. <https://doi.org/10.2307/2095903>
- Pfau-Effinger, B. (1998). Gender cultures and the gender arrangement - a theoretical framework for cross-national comparisons on gender. *Innovation: the European Journal of Social Sciences, Special Issue*, ed. by Simon Duncan, 11(2), 147-166. <https://doi.org/10.1080/13511610.1998.9968559>
- Pungello, E. P., & Kurtz-Costes, B. (1999). Why and How Working Women Choose Child Care: A Review with a Focus on Infancy. *Developmental Review*, 19(1), 31-96. <https://doi.org/10.1006/drev.1998.0468>
- Saraceno, C., & Keck, W. (2010). Can we identify intergenerational policy regimes in Europe? *European Societies*, 12(5), 675-696. <https://doi.org/10.1080/14616696.2010.483006>
- Schober, P. S., & Spiess, C. K. (2013). Early Childhood Education Activities and Care Arrangements of Disadvantaged Children in Germany. *Child Indicators Research*, 6(4), 709-735. <https://doi.org/10.1007/s12187-013-9191-9>
- Soss, J., & Schram, S. F. (2007). A public transformed? Welfare reform as policy feedback. *American Political Science Review*, 101(1), 111-127. <https://doi.org/10.1017/S0003055407070049>
- Suárez, M. J. (2013). Working mothers' decisions on childcare: the case of Spain. *Review of Economics of the Household*, 11(4), 545-561. <https://doi.org/10.1007/s11150-013-9189-6>
- Tang, S., Coley, R. L., & Votruba-Drzal, E. (2012). Low-income families' selection of child care for their young children. *Children and Youth Services Review*, 34(10), 2002-2011. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2012.06.012>

- Tobío Soler, C., Agulló Tomás, M. S., Gómez García, M. P. y Martín Palomo, M. T. (Eds.) (2010). *El cuidado de las personas: un reto para el siglo XXI*. Obra Social Fundación “la Caixa”.
- Tobío, C. (2012). Cuidado o identidad de género. De las madres que trabajan a los hombres que cuidan. *Revista Internacional de Sociología*, 70(2), 399-422.  
<https://doi.org/10.3989/ris.2010.08.26>
- Valarino, I., Meil, G., & Rogero-García, J. (2018). Family or state responsibility? Elderly-and childcare policy preferences in Spain. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 38(11/12), 1101-1115. <https://doi.org/10.1108/IJSSP-06-2018-0086>
- Vandenbroeck, M., De Visscher, S., Van Nuffel, K., & Ferla., J. (2008). Mothers' search for infant child care: The dynamic relationship between availability and desirability in a continental European welfare state. *Early Childhood Research Quarterly*, 23(2), 245-258.  
<https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2007.09.002>
- Vélaz-de-Medrano Ureta, C. (Dir.), Manzano-Soto, N., y Turienzo, D. (2020). *El primer ciclo de la Educación Infantil en las CC. AA. a través de la revisión normativa*. Madrid: Ministerio de Educación y Formación Profesional.
- Vikman, U. (2010). *Does providing childcare to unemployed affect unemployment duration?* Working Paper 2010:9. Department of Economics, Uppsala Universitet.  
<http://uu.diva-portal.org/smash/get/diva2:322073/FULLTEXT01.pdf>
- West, C., & Zimmerman, D. H. (1987). Doing gender. *Gender & society*, 1(2), 125-151.  
<https://doi.org/10.1177/0891243287001002002>