

Unpaid Parental Leave and Nursery Schools: Are They Substitute or Complementary Resources?

Permisos parentales no remunerados y escuelas infantiles: ¿son recursos de conciliación sustitutos o complementarios?

Pedro Romero-Balsas, Jesús Rogero-García and Gerardo Meil

Key words

Work and Family Balance

- Childcare
- Nursery School
- Parental Leave
- Formal Childcare Resources

Palabras clave

Conciliación

- Cuidado de niños
- Escuela infantil
- Permisos parentales
- Servicios formales de cuidado

Abstract

Nursery schools and (full-time and part-time) parental leave are key resources used to ensure the work and family balance of Spanish families. This work examines how the use of unpaid parental leave influences nursery school attendance during the first three years of the child's life. Data from a 2012 survey on parental leave in Spain was used. Three multivariate logistic regression models were created to analyze factors associated with nursery school attendance. The results suggest that part-time parental leave has a positive relationship with nursery school attendance, revealing a relationship of complementarity; on the other hand, it is suggested that full-time parental leave is used as a substitute for nursery school attendance.

Resumen

Las escuelas infantiles, las excedencias y las reducciones de jornada para el cuidado de niños son recursos fundamentales para la conciliación de las familias españolas. Este trabajo persigue conocer cómo condiciona el uso de los permisos parentales no remunerados la utilización de las escuelas infantiles durante los primeros tres años de vida de los hijos/as. Para ello, se utiliza la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España, 2012 y, a través de tres modelos de regresión logística multivariante, se analizan los factores que se relacionan con la asistencia a la escuela infantil. De acuerdo con los resultados, las reducciones de jornada mantienen una relación positiva con la asistencia a la escuela infantil, lo que refleja que la utilización de ambos recursos se complementa; por el contrario, el uso de excedencias tiende a sustituir a la escuela infantil.

Citation

Romero-Balsas, Pedro; Rogero-García, Jesús and Meil, Gerardo (2022). "Unpaid Parental Leave and Nursery Schools: Are They Substitute or Complementary Resources?". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 177: 111-126. (doi: 10.5477/cis/reis.177.111)

Pedro Romero-Balsas: Universidad Autónoma de Madrid | pedro.romero@uam.es

Jesús Rogero-García: Universidad Autónoma de Madrid | jesus.rogero@uam.es

Gerardo Meil: Universidad Autónoma de Madrid | gerardo.meil@uam.es

INTRODUCTION

In sociology research examining the family and education, patterns of care during the early years of life are frequently examined, as well as whether or not these patterns have profound and long-lasting consequences on family dynamics and the child's development. The consolidated female participation in the labor market and the recognition of the extreme costs of maternity on the professional career, as well as the confirmation that quality early childhood education is an effective tool for fighting against educational inequalities (Cebolla-Boado, Radl and Salazar, 2014; Heckman, 2006) have led to the creation of distinct types of conciliation measures, including supranational ones (European Commission, 2011).

In Spain, major changes have recently taken place in early childhood care policies, with an ever increasing public debate on these issues. Across the country, major advances have taken place in the area of paid parental leave for childcare and progressive increases in paternity leave have been evident since 2007 (Meil *et al.*, 2019). Recently and along with the progressive paid leave available for men and women, intense discourse has emerged regarding the need to extend formal childcare services for children aged 0 to 3. However, legislative advances in this area remain few and far between in Spain (León and Muñoz-Mendoza, 2016).

Coordinated childcare policies are vital in order to determine their effects on families and to thereby contribute to their effectiveness on conciliation and efficiency, in terms of public spending (Wall and Escobedo, 2013). Few empirical studies have examined the relationship between the distinct measures in this area, in Spain or other countries (Moss, 2012). This article aims to analyze the relationship between the use of nursery schools and the use of paid leave for parents during the first three years of their children's life. The goal is to determine how families use these

types of resources, and specifically, to identify whether or not the use of parental leave may substitute nursery school attendance or if both of these resources are used simultaneously, with institutional care serving as a complement to the parent during distinct times of the day. To do so, the 2012 survey on the use of parental leave in Spain was considered. This survey was specifically designed to analyze this type of issues.

PARENTAL LEAVE AND CHILDCARE SERVICES FOR CHILDREN UNDER THE AGE OF 3 IN SPAIN

Policies on parental leave in Spain were initiated with the creation of maternity leave in the early 20th century (Wall and Escobedo, 2009). A major breakthrough in its evolution came with the approval of the Worker's Statute in 1980. For the first time, the constitutional principle of non-gender based discrimination was considered, recognizing that both parents have the right to a reduced work schedule to care for their children. It also approved leaves of absence from work for the same cause, although with a proportional salary reduction (Meil *et al.*, 2019). Parental leave for childcare in Spain includes paid (maternity leave, paternity leave, leave for lactation and for the care of sick minors) as well as unpaid leave (reduced work schedules or leaves of absence).

The reduced work day for childcare comes with a proportional salary reduction, although the worker's full social security contribution is maintained for the first two years (Royal Legislative Decree 1/1994). The amount of the work day reduction permitted by the law ranges from one-eighth to half of the workday (Organic Law 3/2007) and the child's age limit for use of this reduction is 12 years (Royal Decree-Law 16/2013).

A parental leave of absence to care for children involves the suspension of the work contract for a specific period of time and may

be taken until the child reaches the age of 3. Since 1995, this leave has included a guarantee of reincorporation in the same work position during the first year (18 months in the case of a large family) or in a position of the same professional group or equivalent category, if the leave duration extends for a longer period. And since 1995, this leave has been considered to be an individual right, and not a family one. Therefore, it can be taken by either the father or the mother (Law 4/1995). Furthermore, the leave may be used in installments (OL 3/2007) and the entire period of leave used is considered to be effectively contributed to the individual's social security for the purpose of determining allowance amounts, although not for the vesting periods. To compensate for the loss of salary occurring during these leave periods, between 2000 and 2013, seven autonomous communities introduced compensatory allowances for families having reduced incomes (Lapuerta, 2013). With the economic crisis and the resulting decreased public spending, most communities stopped these compensatory practices and in 2019, only the Basque Country and La Rioja offered partial compensation for salary loss¹. Leave of absence and workday reduction conditions may be improved by collective bargaining agreements at a sectorial or company level.

Given the resulting lack of pay, leaves of absence and reduced workdays are not as common as paid leave (Lapuerta, Baizán and González, 2011). Reduced workdays are more frequently used as compared to leaves of absence and the probabilities of

using both increase in the case of women and those having greater job stability (Meil, Romero-Balsas and Rogero-García, 2018b). Specifically, Meil, Romero-Balsas and Rogero-García (2018b), using data from the 2012 survey on the use of parental leave in Spain, found that 9.7% of the parents of children under the age of 12 had taken a workday reduction, as compared to 4.8% which had taken a leave of absence. The gender gap is extensive for both types of leave: 19.9% of the mothers used the workday reduction resource, as compared to only 1.8% of the fathers; in the case of leaves of absence, the percentages were 10.4% and 0.5%, respectively. The most recent data from the Ministry of Labor and Social Economy shows that the number of leaves of absence taken by both fathers and mothers has increased since 2013 (Meil, Romero-Balsas and Rogero-García, 2018b).

According to Wall and Escobedo (2013), Spain has a parental leave policy that follows the *Short-Leave Modified «Male-Breadwinner»* model or the «implicit familialism model» in Letiner's (2003) typology, quite typical of southern European countries. This model is characterized by 1) a low integration between parental leave and public care services and 2) the latter adapting in a limited manner to the parents' paid work schedules. Within this context, once the relatively short leave has ended, parents opt for continuing with unpaid leave, with the high opportunity costs that this implies, and/or for using poorly developed formal childcare services, the use of which depends, to a large extent, on the family's economic possibilities. This model contrasts with the *one year leave gender-equality-orientated* model (Wall and Escobedo, 2013) or the *de-familiarized care* model (Leitner, 2003) used in Scandinavian countries, in which parents receive well-paid leave for the first year of the child's life as well as guaranteed admission to a nursery school as of this age. In Spain, however, like other European countries, advances are gradually taking place in the de-familiar-

¹ In the Basque Country, an economic allowance of 277 euros has been provided in the case of leaves of absence taken to care for children in families with household incomes of less than 20,000 euros annually (232.90 for families with higher incomes). In La Rioja, the allowance is 250 euros monthly for families with incomes of less than 40,000 euros annually (Meil, Lapuerta and Escobedo, 2019). Since 2000, economic subsidies have been provided in certain autonomous communities for families with reduced workdays, although some of these subsidies have been subsequently eliminated (Lapuerta, 2013).

zation of the care of children under the age of three (Escobedo and Wall, 2015).

Regarding early childhood education, the first law that recognized the educational nature of the 0-3 phase was Organic Law 1/1990 on General Planning of the Education System (LOGSE). Although it would not be abandoned, the LOGSE did not invest sufficient resources to ensure the necessary coverage during this initial education cycle. It also failed to suitably clarify the competences between the distinct administrations (Alcrudo *et al.* 2015). The subsequent national laws (Organic Law on Quality of Education of 2002, Organic Law on Education of 2006 and Organic Law for the Improvement of Educational Quality of 2013) were also insufficient in consolidating a coherent national law for universalization. Therefore, both coverage and regulations during this educational period are highly heterogeneous on a regional level.

Although in aggregate terms, Spain has a schooling rate of 38% for children aged 0 to 3, higher than the average of the OECD (2018), the country's regional variability is very high, as revealed by the difference between the autonomous community having the highest number of schooled children, the Basque Country, with 53%, and the community with the lowest proportion, the Canary Islands, with 17% (Ministry of Education, Culture and Sports, 2019). There are also major differences in access to this schooling depending on family income (Ferrer, 2019), a result of limited public financing and the high prices of private nursery schools, especially in the country's larger cities (Bonal and Scandurra, 2019).

FACTORS THAT CONDITION THE USE OF NURSERY SCHOOLS

The use of nursery schools is fundamentally conditioned by three types of factors: 1) those related to the family's level of need for care, 2) family preferences for upbringing,

and 3) accessibility to distinct care options (Early and Burchinal, 2001).

First, the age of the children (Kulic *et al.*, 2017) and the parents' work hours determine the family's need for non-parental care. Not all nursery schools satisfy these needs in the same way. Research has shown that the times of school opening, perceived quality, information available on the services, school offerings in the region and price, all have an influence the use of this resource (Meyers and Jordan, 2006). In Spain, the variability in prices and regulations of these services, both public and private, is quite high, depending on the region (Ibáñez and León, 2014). Second, the use of nursery schools is conditioned by the values and preferences of the families with regard to the care, by the couple's gender roles (Lowe and Weisner, 2004) and the values with respect to the family's role in the child's upbringing (Inglehart *et al.*, 2014). Third, access to other caretakers (apart from nursery schools), be it one of the parents or other family members, decisively conditions the use of nursery schools (Del Boca, Locatelli and Vuri, 2005).

These three types of factors are related to the family's socioeconomic situation. In Spain, 26.3% of the students whose parents are in the lowest quintile attend nursery school, as opposed to 62.5% of the students whose parents are in the highest quintile (Rogero-García and Andrés-Candelas, 2019). Ghysels and Lancker (2011), using EU-SILC 2007 data, found this same pattern for other countries. Similar results were also revealed by Bonoli, Cantillon and Lancker (2017), who found that childcare services in Europe are not usually directed at low income parents. Immigrant families have increased difficulties in accessing formal care for children aged 0 to 3 (Schober and Spiess, 2013), given their limited access to informal networks and their tendency to have irregular work hours (Vandenbroeck and Lazzari, 2014).

Education level has also been found to be a significant variable in terms of the use of nursery school, although it is not easy to differentiate its effect from that of income level. In Spain, it has been shown that parents having greater studies have a higher probability of using formal services, to the detriment of care by grandparents (Meil, Romero-Balsas and Rogero-García, 2018a). In Italy, parents having more education are more likely to use the formal nursery school system and tend to assess this type of attention more positively (Del Boca and Vuri, 2007). In Germany, it has been seen that a lower education level in mothers reduces the likelihood of using formal child care and extra-scholastic activities for children aged 0 to 3 (Schober and Spiess, 2013).

RESEARCH HYPOTHESES

As previously mentioned, the objective of this article is to determine how the use of unpaid leave (reduced work hours and leave of absence) influences nursery school attendance during the first three years of a child's life, a period in which this schooling is not widespread and in which unpaid leave plays a relevant role. The study is based on three research hypothesis, as detailed below.

The reduced work day is used by mothers and fathers to adjust their work day to their childcare needs, thereby permitting more effective conciliation (Romero-Balsas, Muntanyola-Saura and Rogero-García, 2013). One of the reasons is to ensure that they leave their workplace at a certain hour, freeing them up from unexpected extra work hours. This work schedule adaptation may be compatible and coordinated with the nursery school schedule, since, unlike other care resources such as grandparents or paid caretakers, school hours tend to be more rigid and less flexible in terms of unexpected changes. Therefore, the first hypothesis (H1) establishes that the use of a reduced work day is related to increased nursery school at-

tendance, reflecting a complementary relationship between these resources.

Unlike the reduced work day, leaves of absence permit the use of other resources through the maternal or paternal care of children throughout the day. The study conducted by Meil, Lapuerta and Escobedo, (2017) revealed that 54.2% of the parents justified using leaves of absence to avoid sending their children to nursery school or being cared for by non-family members, and 48.0% said that they had used the leave of absence due to the high cost of nursery school. Women were more likely than men to suggest that they took a leave of absence to avoid the need for childcare by third persons (Meil, Romero-Balsas and Rogero-García, 2018b). Therefore, leaves of absence may play a significant substitution role, as opposed to a complementary one, as compared to other childcare resources. The second hypothesis (H2) is that the use of leaves of absence will result in a decrease in the use of nursery school.

The substitution effect produced by the use of leaves of absence is expected to be greater for the 0 to 1-year-old age group, since for this group, the leave can be combined with paid leave and vacation time, thereby avoiding the need for schooling during this period. Numerous studies have suggested that leaves of absence are used before the child reaches one year of age (Lapuerta, Baizán and González, 2011). Therefore, the third hypothesis (H3) is that a substitution effect will take place between these resources during the first year of life, decreasing over the subsequent two years.

This article is based on the idea that the use of leaves of absence and reduced workdays, and their design, influences nursery school attendance in children aged 0 to 3, as revealed by past studies (Danzer *et al.*, 2017). Similarly, we assume that the relationship between the use of nursery schools

and parental leave is reciprocal. That is, the use of the former influences the use of the latter (Moss and Duvander, 2019).

DATA AND METHODOLOGY

Data for this study was taken from the 2012 survey on the use of parental leave in Spain. The fieldwork for this survey was conducted in 2012. The survey was conducted on 4,000 individuals, aged 25 to 60. It is representative of the entire country of Spain, except for the regions of Ceuta and Melilla. The survey was intended to collect detailed information on the use of distinct types of parental leave in Spain, as well as information on the family, labor and personal context of the respondents. This study examines the relationship between the use of unpaid parental leave and nursery schools. It includes three subsamples of parents who were employed at the time of the birth of their children: 1) parents informing on the care situation of their children aged 0 to 1 ($n=1,402$); 2) aged 1 to 2 ($n=1,309$); and 3) aged 2 to 3 ($n=1,218$). Thus, the analysis considers the children's level of dependence, with age being the main determinant of this (Kulic *et al.*, 2017).

In response to the proposed hypotheses, binary logistic regression has been used. The logistic regression permits the analysis of the relationship between a categorical dependent variable and other factors (Hahs-Vaughn, 2016; Jovell, 2006). In this case, the dependent variable is the use of nursery school as the main form of childcare while the surveyed individual works. The independent variables to be statistically analyzed are (a) the use of leaves of absence and b) the use of reduced workdays. In this case, three models are estimated for each year of age of the oldest child of the surveyed individual (from 0 to 1, from 1 to 2 and from 2 to 3).

The questionnaire contains information on the precise age of the child (in months) when the leave was initiated, for both leaves

of absence and reduced workdays. It also provides information on the duration of both types of leave. This permits the following: 1) the selection of only those parents who took their workday reduction or leave at the reference age (0-1, 1-2 or 2-3), 2) the estimation of the average duration of both types of leave (34 months in the case of reduced workdays and 10 months in the case of leaves of absence), and finally, 3) the precise identification of whether or not the surveyed individual used a workday reduction or a leave of absence during each of the first three years of life of the child.

The dependent variable was extracted from the following survey question: During the first year of life (And at one year of age?/ And at two years of age?) of your oldest child, while you were working, who cared for him/her for the majority of the time? (multiple response) Did he/she go to nursery school? (yes/no).

The independent variables were created based on the following survey questions: Have you had (or do you currently have) a reduced workday to care for your children? (Yes/No/DK/NC) And a leave of absence to care for your children? (Yes/No/DK/NC).

To precisely determine the effects of these variables on the use of nursery school, relevant demographic, labor and family-related control variables have been included in the three statistical models: maximum level of education received, sector in which work, type of contract, labor composition of the couple, net monthly income level of the household, size of municipality and time of trajectory to the home of grandparents living closest to the home of the surveyed individual. All of the variables were collected for the time of birth of the children, except for size of the municipality, distance from grandparents and income level, which correspond to the time when they answered the survey. The survey questions and the categories used in the multi-variate analysis are detailed in Table 1.

TABLE 1. Description of the variables used in the multi-variate analysis

Dependent variables	Original survey responses	Recoded responses used in the multivariate analysis
During the first year of life of your oldest child, while you were working, who took care of your child for the majority of the time? And when he/she was one-year-old? / And when he/she was two years old? (multiple responses)	<ul style="list-style-type: none"> – Your spouse (1) yes – Grandparents or family members (1) yes – He/she went to nursery school (1) yes – A girl/assistant (1) yes – Me (surveyed individual), I didn't work (or took a leave of absence) (1) yes 	<ul style="list-style-type: none"> – Went to nursery school – Did not go to nursery school
Independent variables		
Have you used the reduced workday to take care of your children?	<ul style="list-style-type: none"> – Yes – No – Doesn't know (values removed) – Doesn't respond (values removed) 	<ul style="list-style-type: none"> – Yes – No
And have you taken (or are you taking) a leave of absence to care for your children?	<ul style="list-style-type: none"> – Yes – No – Doesn't know (values removed) – Doesn't respond (values removed) 	<ul style="list-style-type: none"> – Yes – No
Control variables		
What is the highest level of education that you have received?	<ul style="list-style-type: none"> – Less than primary school – Primary school – Secondary school or elementary post-secondary school – Mid-level professional qualifications – LOGSE secondary education – Higher level professional qualifications – Architect/Technical Engineer – University degree – Architect/Engineer – Bachelor's degree – Post-graduate studies or specialization 	<ul style="list-style-type: none"> – Primary school or no education – Secondary school – Professional training – University or post-university studiesarios o posuniversitarios
Did you work in the public or private sector?	<ul style="list-style-type: none"> – Public – Private – Doesn't know (values removed) – Doesn't respond (values removed) 	<ul style="list-style-type: none"> – Public – Private
Did you have a temporary or long-term contract, or were you a non-employee?	<ul style="list-style-type: none"> – Long term – Temporary (seasonal, specific period of time, fellowship recipient, intern, trial, apprenticeship) – Without a contract – Unpaid – Doesn't know (removed values) – Doesn't answer (removed values) 	<ul style="list-style-type: none"> – Employee – Non-employee
Were you working when your children were born? And was the father/mother working?	<ul style="list-style-type: none"> – Yes – No – With some yes, with others no – I didn't have a partner (values removed in the second question) – Doesn't know (values removed) – Doesn't respond (values removed) 	<ul style="list-style-type: none"> – Both members of the couple were working – Only the man was working – Only the woman was working
Which of the following net monthly income groups corresponds to your household, including all sources of income?	<ul style="list-style-type: none"> – Less than 900 euros/month – Between 901 and 1,500 – Between 1,501 and 2,000 – Between 2,001 and 2,500 – Between 2,501 and 3,000 – More than 3,000 – Doesn't know (values removed) – Doesn't respond (values removed) 	<ul style="list-style-type: none"> – 1,500 euros/month – Between 1,501 and 2,500 euros/month – Over 2,500 euros/month

TABLE 1. Description of the variables used in the multi-variate analysis (Continuation)

Dependent variables	Original survey responses	Recoded responses used in the multivariate analysis
Control variables		
Size of the municipality	<ul style="list-style-type: none"> – Up to 2,000 inhabitants – 2,001-5,000 – 5,001-10,000 – 10,001-20,000 – 20,001-50,000 – 50,001-100,000 – 100,001-200,000 – 200,001-500,000 	<ul style="list-style-type: none"> – Municipality of up to 2,000 inhabitants – Between 2,001 and 20,000 inhabitants – Between 20,001 and 50,000 inhabitants – Between 50,001 and 200,000 inhabitants – Over 200,000 inhabitants
How long does it take to get to your parents' home (If clarification is necessary: in your regular means of transport; mother's home if the parents are separated)?	____hours ____ (minutes) 96 live with their parents 97 their parent are deceased	<ul style="list-style-type: none"> – Less than 30 minutes – 30 minutes or more
And how long does it take to reach your in-laws' home (in your normal means of transport; your mother-in-law's home if they are separated)?	____hours ____ (minutes) 97 their parents are deceased	

Source: Author's own creation based on data from the 2012 survey on the use of parental leave in Spain.

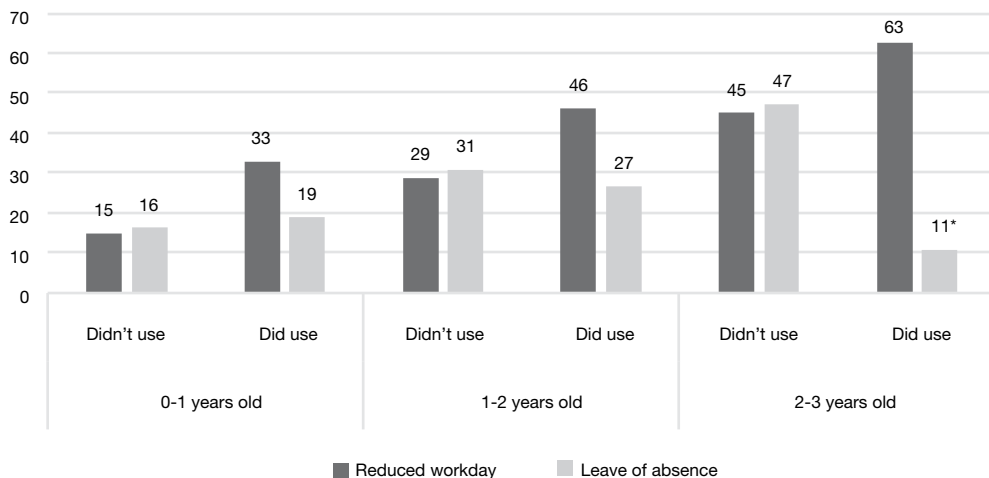
RESULTS AND DISCUSSION

Figure 1 shows the percentage of the surveyed individuals declaring that while they worked, their children's main caregiver was a nursery school, depending on whether or not they used reduced workdays or leaves of absence. The results suggest that the majority of the surveyed parents have not used either leaves of absence or workday reductions. And those who did use workday reductions more often than not used nursery schools as the main caregiver, a pattern which is repeated during the three analyzed years. Therefore, of those resorting to reduced workdays to care for their children aged 0 to 1, 33.0% also relied on nursery schools, as compared to 14.9% who did

not use the reduced workday resource. These percentages were, respectively: 46.4% and 29.0% for children aged 1 to 2 and 62.9% and 45.1% for children aged 2 to 3.

As for leaves of absence, the pattern here is not as straightforward. During the first year, few differences are found. The percentage of those using nursery schools was 18.9% for those taking a leave of absence and 16.3% for those who did not take this leave. During the second and third year, these percentages varied significantly: 26.7% and 31.0%, and 11.1% and 47.3%, respectively. However, given the limited number of surveyed individuals taking a leave of absence to care for their children aged 1 to 3, these results should be considered with caution.

FIGURE 1. Percentage of nursery school attendance according to the use of parental leave and the child's age. Spain, 2012



* Category with fewer than 5 cases.

Source: Author's own creation based on microdata from the 2012 survey on the use of parental leave in Spain.

The results of the three binary logistic regression models created are shown in Table 2. The first model analyzed factors related to the use of nursery school as the main caregiver for children aged 0 to 1. In the second model, the same analysis was carried out for children aged 1 to 2 and in the third, for children aged 2 to 3. The dependent variable in the three models is dichotomous: the nursery school was identified as being or not being the children's main caregiver.

In the three models, a positive and significant relationship was observed between the use of the reduced workday and nursery school attendance, upon controlling for the effects of other relevant variables (such as demographic and socioeconomic ones). Specifically, parents of children aged 0 to 1 who used a reduced workday were almost three times as likely (*odds ratio* of 2.712) to identify nursery schools as the main caretaker of their children while they worked, as compared to parents that did not use reduced workdays. They had almost dou-

ble the likelihood (*odds ratio* of 1.764) when their children were aged 1 to 2, and slightly more than double the likelihood (*odds ratio* of 2.024) when having children aged 2 to 3. Therefore, the results confirm the first hypothesis (H1). That is, they suggest that a reduced workday and nursery schools are used in a complementary manner. This result is in line with the qualitative study results of Romero-Balsas, Muntanyola-Saura and Rogero-García (2013), in which the reduced workday was found to be a tool used to combine the parents' work schedules with the nursery school schedule.

The study's second hypothesis (H2) suggests that leaves of absence act as a substitution resource for nursery school. Here, the results point in distinct directions, depending on the age of the child. Although parents taking leaves of absence appear to use nursery schools to a lesser extent than those who do not take these leaves, the differences are not significant during the first two years of life. During the third year, however, the model reveals a

substitution relationship between the taking of leaves of absence and the use of nursery schools: children whose parents take these leaves of absence have a very low likelihood of attending nursery school (*odds ratio* of 0.110). Therefore, although many parents take leaves of absence from their work to avoid the need for others to care for their children (Meil, Romero-Balsas and Rogero-García, 2018b), the results do not reveal a significant impact until the third year of age. Therefore, the results suggest that H2 can only be accepted for this year. Similarly, the results do not allow us to accept the third hypothesis (H3), which suggests that the substitution effect of the leave of absence is greater during the first year of life, even though leaves of absence are used more frequently during the first 12 months of the child's life (Lapuerta, Baizán and González, 2011). This may be because during the first year of life, schooling is less common and there are other methods of maternal/paternal childcare that may fulfil the same role as the leave of absence, such as paid leave (maternity, paternity or lactation) and vacation periods.

The control variables also offer valuable information regarding the circumstances leading parents to rely on nursery school during the first years of their children's lives. First, as past studies have suggested (Rogero-García and Andrés-Candelas, 2019; Ghysels and Lancker, 2011; Bonoli, Cantillon and Lancker, 2017), the use of nursery schools is higher in the case of families with higher income levels. The relationship between income level and schooling is only significant, however, for the group of 2 to 3 year olds, where school attendance is the highest. Therefore, parents of children of this age who earn more than 1,500 euros a month are more likely to enroll their children in nursery school (*odds ratio* of 1.550) as compared to those with a lower monthly income. This likelihood increases

even more for families earning over 2,500€ (*odds ratio* of 1.687). As for education level, as past studies have revealed (Del Boca and Vuri, 2007; Schober and Spiess, 2013), it is shown that parents having a higher education level are more likely to use early childhood education for their children. However, the significance of this is clearer for children over the age of one. During the first year, it is only significant for parents having university studies (*odds ratio* of 1.656). For parents of children aged 1 to 2, and 2 to 3, the effect is significant at all levels, with the likelihood being even higher for those having university studies (2.275 and 1.916, respectively), as compared to those with only primary school education or no studies.

Neither the labor sector (public or private) or being (or not being) a wage earner have not been found to have a statistical significance for any of the considered ages. Size of the municipality, however, does reveal a certain significance, with the probability of using nursery school for children aged 2 to 3 for families living in municipalities having between 2,000 and 50,000 inhabitants being considerably higher than that found for families living in municipalities with less than 2,000 residents.

The work situation of parents has been found to be highly relevant: the probabilities of attending nursery school are notably lower when only the male of the household works. This is found for the child's first three years of life, although it is especially strong during the first year (*odds ratio* of 0.095 during the first year, 0.148 over the second and 0.175 during the third). In couples in which only the mother works, however, the observed differences are not as statistically significant, perhaps due to the limited number of available cases (23, 20 and 17 in the three models, respectively). Therefore, when only the father works, it is quite unlikely that the children will attend school at very young ages. In couples in which both parents work, nursery school is commonly

used as a means of childcare. Finally, the presence of grandparents living close to the family home reduces the probability of attending nursery school, but the differences are only statistically significant during the first year of life (*odds ratio* of 0.652). This appears to highlight the will of the parents to avoid early schooling for their children,

before the children have reached a year of age, as suggested by past research (Jurado-Guerrero *et al.*, 2012). During this first year, couples may prioritize more personalized and flexible care, such as that provided by grandparents (Meil, Romero-Balsas and Rogero-García, 2018b), although later, their priorities tend to change.

TABLE 2. Logistic regression model on factors related to the use of nursery schools according to the child's age. Spain, 2012

	0-1 years old	1-2 years old	2-3 years old
	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)
Uses reduced workday (ref.: no)	2.712***	1.764***	2.024***
Takes leave of absence (ref.: no)	0.745	0.686	0.110**
Monthly income <1,500€ (Ref.)			
Between 1,501€ and 2,500€	1.449*	1.276	1.550***
Over 2,500€	1.295	1.341	1.687***
Primary education or no education (Ref.)			
Secondary education	1.521	1.679	1.454
Professional training	1.304	1.610	1.454
University or post-university studies	1.656**	2.275***	1.916***
Works in the private sector (Ref. Public sector)	0.764*	0.826	1.133
Employee (Ref. Not employee)	0.845	0.881	0.994
Municipality of up to 2,000 inhabitants (Ref.)			
Between 2,001 and 20,000 inhabitants	1.686	1.645*	1.821**
Between 20,001 and 50,000 inhabitants	1.224	1.445	2.109**
Between 50,001 and 200,000 inhabitants	1.709	1.766*	1.606*
More than 200,000 inhabitants	1.361	1.142	1.448
Both members of the couple work (Ref.)			
Only the man works	0.095***	0.148***	0.175***
Only the woman works	1.131	1.595	1.394
The grandparents live less than 30 minutes away (Ref. Live further away)	0.652***	0.966	0.960
Constant	0.148	0.219	0.293
N	1.402	1.309	1.218
Nagelkerke's R2	0.132	0.156	0.193

*** < 0.01; ** < 0.05; * 0.10.

Source: Author's own creation based on microdata from the 2012 survey on the use of parental leave in Spain.

CONCLUSIONS

Research on early childhood care reveals major gaps in knowledge regarding how distinct caregivers interact with one another (Moss, 2012). This lack of knowledge prevents a precise analysis of the effects of different public policies on the wellbeing and everyday life of the families. In order to fill in some of these gaps, this work analyzes how the use of unpaid parental leave influences nursery school attendance in families of children aged 0 to 3. For this, three multi-variant logistic regression models were created, one for each year of early childhood education, based on data from the 2012 survey on the use of parental leave in Spain.

The results suggest that leaves of absence and reduced workdays condition nursery school attendance in different ways: reduced workdays and nursery school attendance tend to be associated, regardless of the child's age, while leaves of absence tend to substitute the use of formal childcare services, although only significant results were found for families with children aged 2 to 3. The highly complementary nature found between reduced workdays and nursery school attendance appears to indicate the following: 1) that the hours of formal childcare services are excessively rigid and short, and thus, parents must adapt or reduce their workdays to ensure the care of their children; and/or 2) that families prefer to limit the time spent by their children in formal institutions, as revealed by qualitative studies (Jurado *et al.*, 2012), by decreasing the time spent daily at work.

The analysis has also examined the effect of variables identified in past studies as being relevant, both in Spain and in other countries (Rogeró-García and Andrés-Candelas, 2019; Ghysels and Lancker, 2011; Bonoli, Cantillon and Lancker, 2017). Very unequal access to nursery school has been found, depending on the economic re-

sources of the family and the relationship with the father and mother's employment. In this sense, and in order to reduce these inequalities, the design of conciliation policies should include criteria for access to the nursery school, to compensate for these inequalities.

There are certain limitations that should be taken into account with regard to the results of this study. First, data were collected during the final phase of the economic crisis which began in 2008, a period in which paternal leave was for only two-weeks. The evolution in the design of parental leave and Spain's social and economic situation, especially due to the crisis caused by the COVID-19 pandemic beginning in March 2020, has created a new scenario. But *a priori*, the relationship existing between these childcare resources has not necessarily changed. In any case, it would be useful to replicate this analysis within a more current context. Second, the analysis does not differentiate between genders, given the insufficient number of males who used the unpaid leave resources. Since the use of this type of permits varies considerably between men and women, future studies should examine the interaction between these variables. Third, the study's sample size does not permit comparison making between autonomous communities which, as mentioned above, clearly differ in their early childhood education policies and, to a lesser extent, in the design of their parental leave resources. Finally, a reciprocal influence exists between the different childcare policies, making the analysis of the same quite complex. Specifically, it may be useful to examine how changes in the design of parental leave (payment and duration, mainly) affects nursery school attendance.

Despite these limitations, this study offers novel and relevant information regarding the relationship between two fundamental tools for conciliation in Spain: unpaid parental leave and nursery schools. The evi-

dence suggests that, given their current design, these tools are limited in satisfying the early childcare needs and desires of Spanish families.

BIBLIOGRAPHY

- Alcrudo Subirón, Pepa; Alonso Gil, Alicia; Escobar Esteban, Mercedes; Hoyuelos Pinillos, Alfredo; Medina de la Maza, Ángeles and Vallejo Salinas, Alicia (2015). *La educación infantil de 0 a 6 años en España*. Madrid: Editorial Fantasía.
- Bonal, Xavier and Scandurra, Rosario (2019). *Equidad y educación en España. Diagnóstico y prioridades*. Barcelona: Oxfam Intermon.
- Bonoli, Giuliano; Cantillon, Bea and Lancker, Wim van (2017). "Social Investment and the Matthew Effect". In: Hemerijck, A. (ed.). *The Uses of Social Investment*. Oxford: Oxford University Press.
- Cebolla-Boado, Héctor; Radl, Jonas and Salazar, Leire (2014). *Aprendizaje y ciclo vital. La desigualdad de oportunidades desde la educación preescolar hasta la edad adulta*. Barcelona: Obra Social «la Caixa».
- Comisión Europea (2011). *Comunicación de la Comisión: Educación y cuidados de la primera infancia: ofrecer a todos los niños la mejor preparación para el mundo de mañana*. Brussels: Comisión Europea. Available at: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/ES/TXT/PDF/?uri=CELEX:52011DC0066&from=EN>, access May 14, 2020.
- Danzer, Natalia; Halla, Martin; Schneeweis, Nicole and Zweimüller Martina (2017). "Parental Leave, (In)formal Childcare and Long-Term Child Outcomes". (Working Papers in Economics and Statistics, No. 2017-11). Innsbruck: University of Innsbruck, Research Platform Empirical and Experimental Economics (eeecon). Available at: <http://hdl.handle.net/10419/180162>, access October 13, 2020.
- Del Boca, Daniela and Vuri, Daniela (2007). "The Mismatch between Employment and Childcare in Italy: The Impact of Rationing". *Journal of Population Economics*, 20(4): 805-832. doi: 10.1007/s00148-006-0126-3.
- Del Boca, Daniela; Locatelli, Marilena and Vuri, Daniela (2005). "Child-Care Choices by Working Mothers: The Case of Italy". *Review of Economics of the Household*, 3: 453-477.
- Early, Diane M. and Burchinal, Margaret R. (2001). "Early Childhood Care: Relations with Family Characteristics and Preferred Care Characteristics". *Early Childhood Research Quarterly*, 16(4): 475-497. doi: 10.1016/S0885-2006(01)00120-X
- Escobedo, Anna and Wall, Karin (2015). "Leave Policies in Southern Europe: Continuities and Changes". *Community, Work and Family*, 18(2): 218-235.
- Ferrer, Álvaro (2019). *Donde todo empieza. Educación infantil de 0 a 3 años para igualar oportunidades*. Save the Children. Available at: https://www.savethechildren.es/sites/default/files/imce/donde_todo_empez_a_0.pdf, access May 14, 2020.
- Ghysels, Joris and Lancker, Wim van (2011). "The Unequal Benefits of Activation: An Analysis of the Social Distribution of Family Policy among Families with Young Children". *Journal of European Social Policy*, 21(5): 472-485. doi: 10.1177/0958928711418853
- Hahs-Vaughn, Debbie L. (2016). *Applied Multivariate Statistical Concepts*. New York: Routledge. doi: 10.4324/9781315816685
- Heckman, James J. (2006). "Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children", *Science*, 312(5782): 1900-1902. doi: 10.1126/science.1128898
- Ibáñez, Zyb and León, Margarita (2014). "Early Childhood Education and Care Provision in Spain". In: León, M. (ed.). *The Transformation of Care in European Societies*. New York: Palgrave Macmillan.
- Inglehart, Ronald; Haerpfer, Christian; Moreno, Alejandro; Welzel, Christian; Kizilova, Kseniya; Diez-Medrano, Juan; Lagos, M.; Norris, Pippa; Ponarin, Eduard and Puranen, B. (eds.) (2014). *World Values Survey: Round Six - Country-Pooled Datafile 2010-2014*. Madrid: JD Systems Institute. Available at: <https://www.worldvalues-survey.org/WVOnline.jsp>, access October 22, 2021.
- Jovell, Albert J. (2006). *Análisis de regresión logística. Cuadernos metodológicos*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Jurado-Guerrero, Teresa; Castro, Teresa; Martín, Teresa; Seiz, Marta; González, María José; Domínguez, Marta; Lapuerta, Irene and Amigot, Patricia (2012). *Informe final 2012 del proyecto trienal: "Corresponsabilidad antes and después del nacimiento del primer hijo en España" (TransParente) No. 43/09 (2009-2012)*. Available at: <http://www>

- inmujer.gob.es/areasTematicas/estudios/estudioslinea2014/docs/Corresponsabilidad_antes_despues_hijo.pdf, access May 14, 2020.
- Kulic, Nevena; Skopek, Jan; Triventi, Moris and Blossfeld, Hans-Peter (2017). "Childcare, Early Education, and Social Inequality: Perspectives for a Cross-National and Multidisciplinary Study". In: *Childcare, Early Education and Social Inequality*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781786432094.00008
- Lapuerta, Irene (2013). "Do Regional Policies Influence the Use of Parental Leave?" / "¿Influyen las políticas autonómicas en la utilización de la excedencia por cuidado de hijos?". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 141: 29-60. doi: 10.5477/cis/reis.141.29
- Lapuerta, Irene; Baizán, Pau and González, María J. (2011). "Individual and Institutional Constraints: An Analysis of Parental Leave Use and Duration in Spain". *Population Research and Policy Review*, 30(2): 185-210. doi: 10.1007/s11113-010-9185-y
- Leitner, Sigrid (2003). "Varieties of Familialism: The Caring Function of the Family in Comparative Perspective". *European Societies*, 5(4): 353-375. doi:10.1080/1461669032000127642
- León, Margarita and Muñoz-Mendoza, Carolina (2016). "Servicios de atención a la infancia, ¿política asistencial o educativa?". In: León, M. (coord.). *Empleo y maternidad: obstáculos y desafíos a la conciliación de la vida laboral y familiar*, pp. 113-131. Madrid: Funcas.
- Lowe, Edward D. and Weisner, Thomas 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.
- Meil, Gerardo; Rogero-García, Jesús and Romero-Balsas, Pedro (2018a). "Grandparents' Role in Spanish Families' Work/Life Balance Strategies". *Journal of Comparative Family Studies*, 49(2): 163-177. doi: 10.3138/jcfs.49.2.163
- Meil, Gerardo; Romero-Balsas, Pedro and Rogero-García, Jesús (2018b). "Parental Leave in Spain: Use, Motivations and Implications". *Revista Española de Sociología*, 27: 27-43. doi: 10.22325/fes/res.2018.32
- Meil, Gerardo; Lapuerta, Irene and Escobedo, Anna (2019). "Spain Country Note". In: Koslowski, A. et al. (eds.). *15th International Review of Leave Policies and Related Research 2019*. Available at: https://www.leavenetwork.org/fileadmin/user_upload/k_leavenetwork/annual_reviews/2019/2._2019_Compiled_Report_2019_0824-.pdf, access May 14, 2020.
- Meil, Gerardo; Rogero-García, Jesús; Romero-Balsas, Pedro and Castrillo Bustamante, Concepción (2019). "El camino hacia permisos de maternidad y paternidad iguales e intransferibles en España". *Revista del Ministerio de Trabajo, Migraciones y Seguridad Social*, 141: 15-36.
- Meyers, Marcia K. and Jordan, Lucy P. (2006). "Choice and Accommodation in Parental Child Care Decisions". *Community Development*, 37(2): 53-70.
- Ministerio de Educación y Formación Profesional (2019). *Las cifras de la educación en España. Estadísticas e indicadores. Edición 2019*. Madrid: Secretaría General Técnica. Centro de Publicaciones. Ministerio de Educación y Formación Profesional.
- Moss, Peter (2012). "Caring and Learning Together: Exploring the Relationship between Parental Leave and Early Childhood Education and Care". *European Journal of Education*, 47(4): 482-493. doi: 10.1111/ejed.12003
- Moss, Peter and Duvander, Ann-Zofie (eds.) (2019). *Parental Leave and Beyond: Recent International Developments, Current Issues and Future Directions*. Bristol: Bristol University Policy Press.
- OECD (2018). *PF3.2: Enrolment in Childcare and Pre-School*. Available at: https://www.oecd.org/els/soc/PF3_2_Enrolment_childcare_preschool.pdf, access May 14, 2020.
- Rogero-García, Jesús and Andrés-Candelas, Mario (2019). "Cuidado y violencia familiar hacia la primera infancia en España". (Working Paper 2.3). *VIII Informe FOESSA*. Madrid: Fundación Foessa. Available at: https://www.observatoriodelainfancia.es/ficherosoia/documentos/5879_d_CuidadoViolenciaFamiliarPrimerInfancia.pdf, access May 14, 2020.
- Romero-Balsas, Pedro; Muntanyola-Saura, Dafne and Rogero-García, Jesús (2013). "Decision-Making Factors within Paternity and Parental Leaves: Why Spanish Fathers Take Time Off from Work". *Gender, Work and Organization*, 20(6): 678-691. doi: 10.1111/gwao.12004
- Schober, Pia S. and Spiess, C. Katharina (2013). "Early Childhood Education Activities and Care Arrangements of Disadvantaged Children in Germany". *Child Indicators Research*, 6(4): 709-735. doi: 10.1007/s12187-013-9191-9
- Vandenbroeck, Michel and Lazzari, Arianna (2014). "Accessibility of Early Childhood Education and

Care: A State of Affairs". *European Early Childhood Education Research Journal*, 22(3): 327-335. doi: 10.1080/1350293X.2014.912895

Wall, Karin and Escobedo, Anna (2009). "Portugal and Spain: Two Pathways in Southern Europe. The Politics of Parental Leave Policies". In: Kamerman, S. B. and Moss, P. (eds.). *Children, Parenting, Gender and the Labour Market*. Bris-

tol: Bristol University Policy Press. doi: 10.2307/j.ctt9qgmq0.18

Wall, Karin and Escobedo, Anna (2013). "Parental Leave Policies, Gender Equity and Family Well-Being in Europe: A Comparative Perspective". In: Moreno Mínguez, A. (ed.). *Family Well-Being. European Perspectives*. Dordrecht: Springer.

RECEPTION: May 15, 2020

REVIEW: September 29, 2020

ACCEPTANCE: December 11, 2020

Permisos parentales no remunerados y escuelas infantiles: ¿son recursos de conciliación sustitutivos o complementarios?

Unpaid Parental Leave and Nursery Schools: Are They Substitute or Complementary Resources?

Pedro Romero-Balsas, Jesús Rogero-García y Gerardo Meil

Palabras clave

Conciliación

- Cuidado de niños
- Escuela infantil
- Permisos parentales
- Servicios formales de cuidado

Key words

Work and Family

Balance

- Childcare
 - Nursery School
 - Parental Leave
 - Formal Childcare
- Resources

Resumen

Las escuelas infantiles, las excedencias y las reducciones de jornada para el cuidado de niños son recursos fundamentales para la conciliación de las familias españolas. Este trabajo persigue conocer cómo condiciona el uso de los permisos parentales no remunerados la utilización de las escuelas infantiles durante los primeros tres años de vida de los hijos/as. Para ello, se utiliza la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España, 2012 y, a través de tres modelos de regresión logística multivariante, se analizan los factores que se relacionan con la asistencia a la escuela infantil. De acuerdo con los resultados, las reducciones de jornada mantienen una relación positiva con la asistencia a la escuela infantil, lo que refleja que la utilización de ambos recursos se complementa; por el contrario, el uso de excedencias tiende a sustituir a la escuela infantil.

Abstract

Nursery schools and (full-time and part-time) parental leave are key resources used to ensure the work and family balance of Spanish families. This work examines how the use of unpaid parental leave influences nursery school attendance during the first three years of the child's life. Data from a 2012 survey on parental leave in Spain was used. Three multivariate logistic regression models were created to analyze factors associated with nursery school attendance. The results suggest that part-time parental leave has a positive relationship with nursery school attendance, revealing a relationship of complementarity; on the other hand, it is suggested that full-time parental leave is used as a substitute for nursery school attendance.

Cómo citar

Romero-Balsas, Pedro; Rogero-García, Jesús y Meil, Gerardo (2022). «Permisos parentales no remunerados y escuelas infantiles: ¿son recursos de conciliación sustitutivos o complementarios?». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 177: 111-126. (doi: 10.5477/cis/reis.177.111)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es>

Pedro Romero-Balsas: Universidad Autónoma de Madrid | pedro.romero@uam.es

Jesús Rogero-García: Universidad Autónoma de Madrid | jesus.rogero@uam.es

Gerardo Meil: Universidad Autónoma de Madrid | gerardo.meil@uam.es

INTRODUCCIÓN

Es ya un lugar común en la investigación en sociología de la familia y de la educación que las pautas de cuidado durante los primeros años de vida tienen consecuencias profundas y duraderas tanto en la dinámica familiar como en el desarrollo de los niños/as. La consolidación de una alta participación femenina en el mercado de trabajo y el reconocimiento de los elevados costes de la maternidad en la carrera laboral, por un lado, y la constatación de que una educación infantil de calidad es una herramienta eficaz para combatir las desigualdades educativas (Cebolla-Boado, Radl y Salazar, 2014; Heckman, 2006), por otro, han impulsado el desarrollo de medidas de conciliación a diferentes niveles, entre ellos el supranacional (Comisión Europea, 2011).

En el caso español, durante los últimos años se han producido cambios significativos en las políticas de cuidado durante la primera infancia, al tiempo que se ha incrementado el debate público sobre estas cuestiones. Los mayores avances a nivel estatal se han producido en la esfera de los permisos remunerados para el cuidado de niños/as, y han consistido en un aumento progresivo del tiempo de permiso de paternidad desde 2007 hasta la actualidad (Meil *et al.*, 2019). De forma más reciente y en paralelo a la progresiva equiparación de los permisos remunerados para hombres y mujeres, ha emergido un potente discurso sobre la necesidad de extender los servicios formales de cuidado en el periodo 0-3 años, aunque los avances legislativos a nivel nacional han sido escasos (León y Muñoz-Mendoza, 2016).

La coordinación de las políticas de cuidado es esencial para anticipar sus efectos en las familias y contribuir así a su eficacia en términos de conciliación y a su eficiencia en términos de gasto público (Wall y Escobedo, 2013). A pesar de ello, apenas existen análisis empíricos sobre la relación

entre las diferentes medidas en este ámbito, tanto en España como en otros países (Moss, 2012). Este artículo tiene como objetivo analizar la relación entre la utilización de la escuela infantil y el uso de los permisos no remunerados por parte de los padres y las madres, durante los tres primeros años de vida del niño/a. La finalidad es conocer de qué forma utilizan las familias ambos tipos de recursos, y en particular identificar si la utilización de permisos sustituye a las escuelas infantiles, o si ambos se utilizan de forma simultánea y el cuidado institucional sirve de complemento al de la madre/padre en diferentes momentos del día. Para ello nos basaremos en la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España, 2012, específicamente diseñada para analizar este tipo de cuestiones.

LOS PERMISOS Y LOS SERVICIOS DE CUIDADO DE NIÑOS/AS MENORES DE 3 AÑOS EN ESPAÑA

La política de permisos parentales en España comienza con la creación del permiso de maternidad a principios del siglo xx (Wall y Escobedo, 2009). Un hito importante en su evolución se da con la aprobación del Estatuto de los Trabajadores en 1980, ya que se aplica por vez primera el principio constitucional de no discriminación por género, reconociéndose a ambos progenitores el derecho a una reducción de jornada por cuidado de niños y a una excedencia por igual motivo, con reducción proporcional del salario (Meil *et al.*, 2019). Los permisos para el cuidado de niños en España incluyen, de este modo, permisos remunerados (permisos de maternidad, paternidad, lactancia y cuidado de menores enfermos) y no remunerados: reducciones de jornada o excedencias.

La reducción de jornada por cuidado de hijos conlleva una disminución proporcional del salario, aunque se mantiene la cotiza-

ción íntegra a la Seguridad Social durante los dos primeros años (Real Decreto Legislativo 1/1994). El rango de tiempo de jornada reducido permitido por la ley va de un octavo a la mitad (Ley Orgánica 3/2007) y el límite de edad de los hijos para disfrutarla es de 12 años (Real Decreto-Ley 16/2013).

La excedencia por cuidado de niños/as consiste en la suspensión del contrato de trabajo por un tiempo determinado y puede tomarse hasta que el niño/a cumple 3 años. En este permiso, desde 1995, se garantiza la vuelta al puesto de trabajo durante el primer año (18 meses si es familia numerosa) o a uno del mismo grupo profesional o categoría equivalente, si la duración es superior. También desde dicho año es definido como un derecho individual y no familiar, es decir, que puede ser disfrutado tanto por el padre como por la madre (Ley 4/1995). Asimismo, se puede utilizar de forma fraccionada (LO 3/2007) y todo el período utilizado se considera como efectivamente cotizado a la Seguridad Social a efectos de determinación de la cuantía de las prestaciones, pero no así de los períodos de carencia. Para compensar la pérdida de salario de estos permisos, siete comunidades autónomas introdujeron prestaciones compensatorias entre 2000 y 2013 para las familias con menores ingresos (Lapuerta, 2013). A raíz de la crisis económica y la reducción de gasto público, la mayoría de comunidades suprimieron estas prestaciones, de forma que en 2019 solo País Vasco y La Rioja compensaban parcialmente la pérdida de salario¹. También se pueden mejorar las condiciones de las excedencias y reduccio-

nes de jornada a través de convenios colectivos a nivel sectorial o de empresa.

Debido a su falta de remuneración, las excedencias y reducciones de jornada son fórmulas menos utilizadas que los permisos remunerados (Lapuerta, Baizán y González, 2011). Las reducciones de jornada son más utilizadas que las excedencias, y las probabilidades de utilizar ambas son mayores si se es mujer y si la estabilidad en el empleo es mayor (Meil, Romero-Balsas y Rogero-García, 2018b). En particular, Meil, Romero-Balsas y Rogero-García (2018b), utilizando datos de la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España, 2012, recogen que en 2012 un 9,7% de los padres y madres de menores de 12 años había utilizado una reducción de jornada, frente a un 4,8% que había hecho uso de las excedencias. La brecha de género es amplia en ambos permisos: un 19,9% de las madres utilizó la reducción de jornada, frente a un 1,8% de los padres; en el caso de las excedencias, los porcentajes de uso fueron de 10,4% y 0,5%, respectivamente. Los datos más recientes del Ministerio de Trabajo y Economía Social muestran que el número de excedencias utilizadas tanto por padres como por madres ha aumentado desde 2013 (Meil, Romero-Balsas y Rogero-García, 2018b).

De acuerdo con Wall y Escobedo (2013), España tiene una política de permisos parentales que encaja en el modelo de «permisos cortos y padre sustentador principal» (*Short-Leave Modified «Male-Breadwinner» model*), o en el «modelo de familismo implícito» en la tipología de Leitner (2003), propio de algunos países del sur de Europa. Este modelo se caracteriza por: 1) una baja integración entre los permisos y los servicios públicos de cuidado, y 2) porque estos últimos se adaptan de forma limitada a los tiempos de trabajo remunerado de madres y padres. En este contexto, una vez finalizados unos permisos remunerados relativamente cortos, los progenitores deben optar

¹ En el País Vasco se reconoce una prestación económica en caso de excedencia por cuidado de niños/as de 277 euros para familias con ingresos por debajo de 20.000 euros anuales (232,9 cuando los ingresos son superiores). En La Rioja son 250 euros mensuales si los ingresos son menores de 40.000 euros anuales (Meil, Lapuerta y Escobedo, 2019). Las reducciones de jornada también recibieron ayudas económicas en algunas comunidades autónomas desde 2000, aunque algunas de ellas se han ido eliminando (Lapuerta, 2013).

por continuar con permisos no remunerados, con el elevado coste de oportunidad que suponen, y/o por utilizar servicios formales de cuidado pobremente desarrollados y cuya posibilidad de uso depende, en gran medida, de la situación económica del hogar. Este modelo contrasta con el modelo de «permiso de un año que promueve la coresponsabilidad» («*one year leave*» *gender-equality-orientated model*) (Wall y Escobedo, 2013) o de «cuidado desfamiliarizado» (Leitner, 2003) vigente en los países escandinavos, donde los progenitores disponen de un permiso bien remunerado durante el primer año de vida del bebé y de una plaza en una escuela infantil a partir de dicha edad. No obstante, en España, como en otros países europeos, se está produciendo un paulatino avance hacia una mayor desfamiliarización del cuidado de los menores de tres años (Escobedo y Wall, 2015).

En relación con la escolarización de la primera infancia, la primera ley que reconoce el carácter educativo de la etapa 0-3 es la Ley Orgánica 1/1990 de Ordenación General del Sistema Educativo (LOGSE). A pesar de que esta consideración ya no se abandonaría, la LOGSE no invertiría los recursos suficientes para garantizar una cobertura significativamente mayor de la demanda en el primer ciclo, y no clarificaría de forma suficiente las competencias entre las diferentes Administraciones (Alcrudo *et al.* 2015). Las siguientes leyes nacionales (Ley Orgánica de Calidad de la Educación de 2002, Ley Orgánica de Educación de 2006 y Ley Orgánica para la Mejora de la Calidad Educativa de 2013) apenas supusieron avances para consolidar una legislación nacional coherente que avanzara hacia la universalización. El resultado es que tanto la cobertura como la normativa en esta etapa son muy heterogéneas a nivel regional.

Así, aunque en términos agregados España tiene una tasa de escolarización entre 0 y 3 años del 38% —superior al promedio de la OCDE (OCDE, 2018)—, la variabilidad

territorial es muy alta, como demuestra la diferencia entre la comunidad autónoma con mayor proporción de niños/as escolarizados, el País Vasco con el 53%, y la comunidad con menor proporción, Canarias con el 17% (Ministerio de Educación, Cultura y Deporte, 2019). A ello se suman las diferencias en el acceso según la renta de las familias (Ferrer, 2019), cuyo origen se sitúa en la escasez de financiación pública y en los precios de las escuelas infantiles privadas, particularmente elevados en las grandes ciudades (Bonal y Scandurra, 2019).

FACTORES QUE CONDICIONAN EL USO DE LAS ESCUELAS INFANTILES

El uso de las escuelas infantiles está condicionado fundamentalmente por tres tipos de factores: 1) los relacionados con el nivel de necesidad de cuidado de las familias, 2) sus preferencias respecto a la crianza, y 3) su accesibilidad a las diferentes opciones de cuidado (Early y Burchinal, 2001).

En primer lugar, la edad de los niños (Kulic *et al.*, 2017) y los horarios laborales de los progenitores determinan las necesidades de cuidado no parental de las familias. No todas las escuelas infantiles satisfacen estas necesidades del mismo modo. Al respecto, la investigación ha mostrado que los horarios de apertura, la calidad percibida, la información disponible sobre el servicio, la oferta de escuelas infantiles en el territorio y su precio influyen en su uso (Meyers y Jordan, 2006). En el caso de España, la variabilidad en los precios y regulaciones de estos servicios —tanto públicos como privados— según región es muy elevada (Ibáñez y León, 2014). En segundo lugar, el uso de las escuelas infantiles está condicionado por los valores y preferencias de las familias en relación con el cuidado, por los roles de género en la pareja (Lowe y Weisner, 2004) y los valores respecto al

papel de la familia en la crianza (Inglehart *et al.*, 2014). En tercer lugar, el acceso a cuidadores alternativos a la escuela infantil, ya sean alguno de los progenitores u otros familiares, condiciona de forma decisiva el uso de la escuela infantil (Boca, Locatelli y Vuri, 2005).

Estos tres tipos de factores están relacionados con la situación socioeconómica de las familias. En el caso de España, acude a escuelas infantiles el 26,3% de alumnos con padres en el quintil más bajo de ingresos, frente al 62,5% de los alumnos con padres en el quintil más alto (Rogero-García y Andrés-Candelas, 2019). Ghysels y Lancker (2011), utilizando datos EU-SILC 2007, encuentran este mismo patrón para otros países, y similares resultados arrojan Bonoli, Cantillon y Lancker (2017), que muestran que los servicios de cuidado de niños en Europa no suelen estar dirigidos a padres con ingresos bajos. Las familias migrantes también tienen más dificultades para el acceso al cuidado formal de niños de 0 a 3 años (Schober y Spiess, 2013), debido a su menor acceso a redes informales y a que suelen tener horarios laborales más irregulares (Vandenbroeck y Lazzari, 2014).

El nivel educativo también se ha mostrado una variable significativa de cara a la utilización de la educación infantil, aunque no es fácil de deslindar su efecto del nivel de renta. En España, se ha observado que los padres con estudios superiores tienen más probabilidades de utilizar servicios formales en detrimento del cuidado de abuelos (Meil, Romero-Balsas y Rogero-García, 2018a). Para el caso de Italia, los padres con mayor nivel educativo utilizan en mayor medida el sistema de educación infantil formal, y son quienes valoran más positivamente este tipo de atención (Boca y Vuri, 2007). En el caso de Alemania se ha observado que un nivel educativo bajo de la madre reduce tanto la probabilidad de cuidado infantil formal como las actividades extraescolares entre 0 y 3 años (Schober y Spiess, 2013).

HIPÓTESIS DE INVESTIGACIÓN

Como se ha señalado, el objetivo de este artículo es conocer cómo influye el uso de permisos no remunerados (reducción de jornada y excedencia) en el uso de escuelas infantiles durante los tres primeros años de vida de los hijos/as, un periodo en el que la escolarización no está generalizada y en el que los permisos no remunerados juegan un papel relevante. El trabajo parte de tres hipótesis de investigación, que se fundamentan a continuación.

La reducción de jornada es utilizada por las madres y padres para ajustar su jornada laboral a las necesidades de cuidado de sus hijos/as, permitiendo de este modo conciliar de forma más efectiva (Romero-Balsas, Muntanyola-Saura y Rogero-García, 2013). Una de las razones es para garantizar que se abandona el lugar de trabajo a una hora determinada, liberando a la madre o al padre de trabajar horas extras no previstas. Esta adaptación de la jornada laboral podría ser compatible y estar coordinada con el horario de las escuelas infantiles, ya que, a diferencia de otros recursos de cuidado como los abuelos/as o los cuidadores remunerados en el hogar, sus horarios son más rígidos y menos adaptables a cambios imprevistos. Por tanto, la primera hipótesis (H1) establece que la utilización de la reducción de jornada se relaciona con una mayor escolarización en las escuelas infantiles, lo que reflejaría una relación de complementariedad entre ambos recursos.

A diferencia de la reducción de jornada, la excedencia permite eludir el uso de otros recursos a través del cuidado materno o paterno de los hijos/as durante toda la jornada. El estudio llevado a cabo por Meil, Lapuerta y Escobedo (2017) muestra que el 54,2% de los progenitores justifica la utilización de la excedencia para evitar que el niño/a vaya a la escuela infantil o que sea cuidado por una persona contratada por la familia, y un 48,0% señala que ha utilizado la exce-

dencia debido al elevado coste de las escuelas infantiles. Las mujeres exponen con más frecuencia que los hombres que una razón para usar la excedencia fue evitar el cuidado de terceras personas (Meil, Romero-Balsas y Rogero-García, 2018b). En este sentido, la excedencia podría jugar un papel sustitutivo, y no complementario, respecto a otros recursos de cuidado. Por tanto, nuestra segunda hipótesis (H2) es que la utilización de una excedencia conllevará una menor utilización de la escuela infantil.

El efecto sustitutivo de la excedencia se prevé mayor en el tramo de 0 a 1 año, ya que se podría enlazar con los permisos remunerados y las vacaciones para evitar la escolarización en este periodo. En este sentido, varios estudios han demostrado que la excedencia suele producirse antes de que el niño/a cumpla el primer año (Lapuerta, Baizán y González, 2011). Por tanto, la tercera hipótesis (H3) es que se producirá un efecto sustitución entre ambos recursos durante el primer año de vida, que se irá atenuando en los dos siguientes.

El punto de partida de este artículo es, por tanto, que la utilización de excedencias y reducciones de jornada, y por tanto también su diseño, influyen en el uso de las escuelas infantiles de 0 a 3 años, tal y como han constatado estudios previos (Danzer *et al.*, 2017). Del mismo modo, asumimos que la relación entre el uso de escuelas infantiles y permisos es recíproca, es decir, que el uso de las primeras influye a su vez en el de los segundos (Moss y Duvander, 2019).

DATOS Y ESTRATEGIA METODOLÓGICA

Se utiliza información procedente de la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España, 2012, cuyo trabajo de campo se desarrolló en 2012. La encuesta se realizó a 4.000 personas con edades comprendidas entre 25 y 60 años y es representativa a nivel nacional, exceptuando Ceuta y Me-

lilla. Su objeto es recoger información detallada sobre el uso de los diferentes tipos de permisos parentales en España, así como información del contexto familiar, laboral y personal. Este estudio en particular focaliza su atención en la relación entre la utilización de permisos parentales no remunerados y escuelas infantiles. Este trabajo utiliza tres submuestras de padres y madres que tenían empleo en el momento de nacer sus hijos: 1) progenitores que informan sobre la situación de cuidado de su hijo/a cuando tenía de 0 a 1 año ($n = 1.402$); 2) cuando tenía de 1 a 2 años ($n = 1.309$); y 3) cuando tenía de 2 a 3 años ($n = 1.218$). De esta forma, el análisis toma en consideración el nivel de dependencia de los hijos/as, cuyo principal determinante es su edad (Kulic *et al.*, 2017).

Para responder a las hipótesis propuestas se utiliza la técnica estadística de regresión logística binaria. La regresión logística permite analizar la relación entre una variable dependiente categórica y varios factores (Hahs-Vaughn, 2016; Jovell, 2006). En este caso, la variable dependiente es la utilización de la escuela infantil como principal forma de cuidado de los niños mientras el/la entrevistado/a trabaja. Las variables independientes cuyo comportamiento estadístico queremos analizar son: a) la utilización de excedencias y b) la utilización de reducciones de jornada. En este caso, se estiman tres modelos para cada año de edad del hijo/a mayor del entrevistado/a (de 0 a 1 año, de 1 a 2 años y de 2 a 3 años).

El cuestionario contiene información sobre la edad exacta en meses en que comienzan tanto las excedencias como las reducciones de jornada, así como sobre la duración de ambos permisos. Ello permite: 1) seleccionar únicamente aquellos padres y madres que habían comenzado la reducción o la excedencia a la edad de referencia (0-1 año, 1-2 años o 2-3 años), y 2) estimar la duración promedio de ambos permisos (34 meses en el caso de las reducciones de jornada y 10 meses en el caso de las excedencias),

para, finalmente, 3) identificar con precisión si la persona entrevistada disfrutaba de una reducción o excedencia durante cada uno de los tres primeros años de vida del niño/a.

La variable dependiente se extrajo de la siguiente pregunta del cuestionario: «Durante el primer año de vida (¿Y cuando tenía un año?/¿Y cuando tenía dos años?) de su hijo/a mayor, mientras usted trabajaba, ¿quién le cuidó la mayor parte del tiempo? (respuesta múltiple) Fue a una guardería (sí/no)».

Las variables independientes se construyeron a partir de las siguientes preguntas del cuestionario: «¿Ha tenido o tiene usted una reducción de jornada por cuidado de hijos? (Sí/No/Ns/Nc) ¿Y excedencia por cuidado de hijos? (Sí/No/Ns/Nc)».

Para conocer de forma precisa los efectos de estas variables sobre el uso de las es-

cuelas infantiles, en los tres modelos estadísticos se incorporan variables de control de índole demográfica, laboral y familiar que la literatura ha mostrado relevantes de cara al uso de estos servicios: máximo nivel de estudios alcanzado, sector donde trabaja, tipo de contrato, composición laboral de la pareja, nivel de ingresos neto mensual del hogar, tamaño del municipio y tiempo de trayecto al domicilio de los abuelos que habitan más cerca del domicilio del entrevistado/a. Todas las variables se recogieron para el momento en que nacieron los/as hijos/as, salvo el tamaño del municipio, la distancia a la que viven los abuelos y el nivel de ingresos, que corresponden al momento en que se respondió a la encuesta. Las preguntas del cuestionario y las categorías utilizadas en el análisis multivariante se detallan en la tabla 1.

TABLA 1. Descripción de las variables utilizadas en el análisis multivariante

Variables dependientes	Respuestas originales en cuestionario	Respuestas recodificadas utilizadas en el análisis multivariante
Durante el primer año de vida de su hijo/a mayor, mientras usted trabajaba, ¿quién le cuidó la mayor parte del tiempo? ¿Y cuando tenía un año? / ¿Y cuando tenía dos años? (respuestas múltiples)	<ul style="list-style-type: none"> — Su cónyuge (1) sí — Los abuelos o familiares (1) sí — Fue a una guardería (1) sí — Una chica /asistente (1) sí — Yo (entrevistado/a), no trabajaba (o en excedencia) (1) sí 	<ul style="list-style-type: none"> — Fue a una guardería — No fue a una guardería
Variables independientes		
¿Ha tenido o tiene usted una reducción de jornada por cuidado de hijos?	<ul style="list-style-type: none"> — Sí — No — No sabe (valores perdidos) — No contesta (valores perdidos) 	<ul style="list-style-type: none"> — Sí — No
¿Y (ha tenido o tiene usted una) excedencia por cuidado de hijos?	<ul style="list-style-type: none"> — Sí — No — No sabe (valores perdidos) — No contesta (valores perdidos) 	<ul style="list-style-type: none"> — Sí — No
Variables de control		
¿Cuál es el nivel de estudios más alto que tiene usted?	<ul style="list-style-type: none"> — Menos de primaria — Educación primaria — ESO o Bachiller elemental — FP de grado medio — Bachillerato LOGSE — FP de grado superior — Arquitecto/Ingeniero Técnico — Diplomado — Arquitecto/Ingeniero Superior — Licenciatura — Estudios Posgrado o especialización 	<ul style="list-style-type: none"> — Primarios o sin estudios — Secundarios — Formación profesional — Estudios universitarios o posuniversitarios

TABLA 1. Descripción de las variables utilizadas en el análisis multivariante (Continuación)

VARIABLES DEPENDIENTES	Respuestas originales en cuestionario	Respuestas recodificadas utilizadas en el análisis multivariante
Variables de control		
¿Trabajaba en el sector público o privado?	<ul style="list-style-type: none"> — Público — Privado — No sabe (valores perdidos) — No contesta (valores perdidos) 	<ul style="list-style-type: none"> — Público — Privado
¿Y el trabajo que tenía era con un contrato temporal o indefinido, o no era asalariado?	<ul style="list-style-type: none"> — Fijo — Temporal (estacional, por obra, becario, interno, prueba, aprendizaje) — Sin contrato — No asalariado/a — No sabe (valores perdidos) — No contesta (valores perdidos) 	<ul style="list-style-type: none"> — Asalariado — No asalariado
¿Trabajaba usted cuando nació/nacieron su/s hijo/s? ¿Y el padre/la madre trabajaba?	<ul style="list-style-type: none"> — Sí — No — Con unos sí, con otros no — No tenía pareja (valores perdidos en segunda pregunta) — No sabe (valores perdidos) — No contesta (valores perdidos) 	<ul style="list-style-type: none"> — Tenían empleo ambos miembros de la pareja — Solo tenía empleo el hombre — Solo tenía empleo la mujer
¿Podría decirme en cuál de los siguientes tramos se encuentran los ingresos netos por mes en su hogar, incluyendo todas las fuentes de ingresos?	<ul style="list-style-type: none"> — Menos de 900 euros/mes — Entre 901 y 1.500 — Entre 1.501 y 2.000 — Entre 2.001 y 2.500 — Entre 2.501 y 3.000 — Más de 3.000 — No sabe (valores perdidos) — No contesta (valores perdidos) 	<ul style="list-style-type: none"> — 1.500 euros/mes — Entre 1.501 y 2.500 euros/mes — Más de 2.500 euros/mes
Tamaño del municipio	<ul style="list-style-type: none"> — Hasta 2.000 hab. — 2.001-5.000 — 5.001-10.000 — 10.001-20.000 — 20.001-50.000 — 50.001-100.000 — 100.001-200.000 — 200.001-500.000 	<ul style="list-style-type: none"> — Municipio de hasta 2.000 habitantes — Entre 2.001 y 20.000 habitantes — Entre 20.001 y 50.000 habitantes — Entre 50.001 y 200.000 habitantes — Más de 200.000 habitantes
¿Cuánto tarda en llegar a casa de sus padres (si es necesario aclarar: en el medio de transporte habitual; madre, si los padres están separados)?	<ul style="list-style-type: none"> ___horas ___(minutos) 96 vive con los padres 97 sus padres no viven 	<ul style="list-style-type: none"> — Menos de 30 minutos — A 30 minutos o más
¿Y cuánto tarda en llegar a casa de sus suegros (en el medio de transporte habitual; suegra, si los suegros están separados)?	<ul style="list-style-type: none"> ___horas ___(minutos) 97 sus padres no viven 	

Fuente: Elaboración propia a través de datos de la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España 2012.

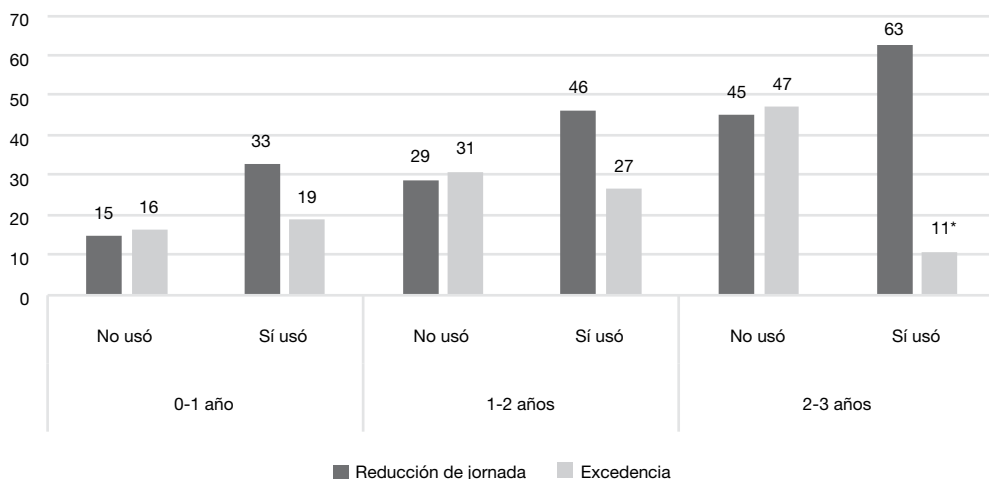
RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La figura 1 muestra el porcentaje de entrevistados/as que declaran que el cuidador principal de sus hijos/as mientras ellos/as trabajaban era la escuela infantil, según hayan utilizado o no reducciones de jornada o excedencias. Los resultados reflejan que la mayor parte de los progenitores no ha utilizado ni excedencias ni reducciones de jornada. Asimismo, quienes utilizaron reducciones de jornada recurrieron a la escuela infantil como principal agente cuidador en mayor medida que quienes no las utilizaron, un patrón que se repite durante los tres años analizados. Así, entre quienes tomaron una reducción de jornada para cuidar a su hijo/a de 0 a 1 año, el 33,0% utilizó la

escuela infantil, frente al 14,9% de quienes no redujeron su jornada. Estos porcentajes eran respectivamente del 46,4% y 29,0% entre 1 y 2 años, y del 62,9% y 45,1% entre 2 y 3 años.

En relación con las excedencias, no existe una pauta tan clara. Durante el primer año apenas hay diferencias, y los porcentajes de quienes usaron la escuela infantil fueron del 18,9% si utilizaron excedencia y del 16,3% si no la utilizaron. Durante el segundo y tercer año, estos porcentajes varían de forma significativa: 26,7% y 31,0%, y 11,1% y 47,3%, respectivamente. No obstante, dado el escaso número de personas entrevistadas que recurrieron a excedencias para cuidar menores de entre 1 y 3 años, conviene tomar con cautela estos resultados.

FIGURA 1. Porcentaje de asistencia a la escuela infantil según uso de permisos y edad del niño/a. España, 2012



* Categoría con menos de 5 casos.

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España 2012.

Los resultados de los tres modelos de regresión logística binaria realizados se encuentran recogidos en la tabla 2. En el primer modelo se analizan los factores relacionados con el uso de la escuela infantil como agente cuidador principal de niños/as de 0 a 1 año; en

el segundo se realiza el mismo análisis para niños/as entre 1 y 2 años, y en el tercero para niños/as entre 2 y 3 años. La variable dependiente en los tres modelos es dicotómica: se identifica o no la escuela infantil como cuidador principal de los menores.

En los tres modelos se observa una relación positiva y significativa entre la utilización de la reducción de jornada y la escolarización durante el primer ciclo de Educación Infantil, una vez controlados los efectos de otras variables relevantes de tipo demográfico y socioeconómico. Concretamente, aquellos progenitores de niños/as de 0 a 1 año que utilizan una reducción de jornada tienen casi el triple de probabilidad (*odd ratio* de 2,712) de identificar la escuela infantil como cuidador principal de sus hijos/as mientras trabajan que quienes no redujeron su jornada. Algo menos del doble de probabilidad (*odd ratio* de 1,764) demuestran quienes tienen hijos de 1 a 2 años, y algo más del doble (*odd ratio* de 2,024) los/as de niños/as de 2 a 3 años. De este modo, los resultados confirman la primera hipótesis (H1), es decir, evidencian que la reducción de jornada y las escuelas infantiles se utilizan de forma complementaria. Este resultado respalda los resultados de la investigación cualitativa desarrollada por Romero-Balsas, Muntanyola-Saura y Rogero-García (2013), en la que la reducción de jornada aparecía como una herramienta para encajar el horario laboral con el horario de la escuela infantil.

Nuestra segunda hipótesis (H2) establece que la excedencia puede actuar como recurso sustitutivo de la escuela infantil. Los resultados apuntan en diferentes direcciones según la edad del niño/a. Aunque los progenitores que utilizan excedencias parecen llevar en menor medida a sus hijos/as a una escuela infantil que los que no las utilizan, las diferencias no son significativas durante los dos primeros años de vida. Sin embargo, durante el tercer año, el modelo sí evidencia una relación de sustitución entre el uso de excedencias y la asistencia a escuelas infantiles: los hijos/as de quienes utilizaron este permiso presentan una probabilidad muy baja de asistir a la escuela infantil (*odds ratio* de 0,110). Así, a pesar de que buena parte de los progenitores utilizan las excedencias para evitar que los niños/

as sean cuidados por otras personas (Meil, Romero-Balsas y Rogero-García, 2018b), los resultados no muestran un impacto significativo hasta el tercer año de edad. Por tanto, los resultados permiten aceptar H2 solo para ese año. Asimismo, estas evidencias no permiten aceptar la tercera hipótesis (H3), que establece que el efecto sustitutivo de la excedencia es mayor durante el primer año de vida, a pesar de que las excedencias son utilizadas en mayor medida durante los primeros 12 meses de edad (Lapuerta, Baizán y González, 2011). Quizá esto se deba a que durante el primer año la escolarización es menos frecuente y existen otras fórmulas de cuidado materno/paterno que pueden desempeñar el mismo papel que la excedencia, como los permisos remunerados (maternidad, paternidad y lactancia) y los periodos vacacionales.

Las variables de control también proporcionan información valiosa sobre las circunstancias que propician que los padres recurran a la educación infantil en los primeros años de vida de los niños/as. En primer lugar, y de forma coherente con los estudios previos (Rogero-García y Andrés-Candelas, 2019; Ghysels y Lancker, 2011; Bonoli, Cantillon y Lancker, 2017), la utilización de las escuelas infantiles es mayor cuanto mayor es el nivel de ingresos. No obstante, la relación entre nivel de ingresos y escolarización solo es significativa en el grupo de 2 a 3 años, donde la tasa de escolarización es más elevada. Así, los padres de niños/as de esta edad cuyo progenitor/a cobraba más de 1.500 euros al mes tenía más probabilidades de inscribirse en un centro de educación infantil (*odds ratio* de 1,550) que aquellos con una renta mensual menor, probabilidad que se incrementa aún más entre quienes ingresan más de 2.500 euros (*odds ratio* de 1,687). En relación con el nivel educativo, se observa que, como en estudios anteriores (Boca y Vuri, 2007; Schober y Spiess, 2013), a mayor nivel educativo de los progenitores, mayor probabilidad de es-

colarización temprana. No obstante, la significatividad es más clara a partir de un año de edad. Durante el primer año de vida solo es significativo para aquellos con estudios universitarios (*odds ratio* de 1,656). Para padres y madres de niños/as entre 1 y 2 años, y en-

tre 2 y 3 años, el efecto es significativo en todos los niveles, siendo las razones de probabilidad más elevadas entre quienes tienen estudios universitarios (2,275 y 1,916, respectivamente), que entre quienes tienen estudios primarios o no tenían estudios.

TABLA 2. Modelos de regresión logística sobre los factores relacionados con el uso de escuelas infantiles según edad del niño/a. España, 2012

	0-1 años	1-2 años	2-3 años
	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)
Utilizó reducción de jornada (ref.: no)	2,712***	1,764***	2,024***
Utilizó excedencia (ref.: no)	0,745	0,686	0,110**
Ingresos mensuales <1.500 € (Ref.)			
Entre 1.501 € y 2.500 €	1,449*	1,276	1,550***
Más de 2.500 €	1,295	1,341	1,687***
Estudios primarios o sin estudios (Ref.)			
Estudios secundarios	1,521	1,679	1,454
Formación profesional	1,304	1,610	1,454
Estudios universitarios o posuniversitarios	1,656**	2,275***	1,916***
Trabaja en el sector privado (Ref. Sector público)	0,764*	0,826	1,133
Trabaja como asalariado (Ref. No asalariado)	0,845	0,881	0,994
Municipio de hasta 2.000 habitantes (Ref.)			
Entre 2.001 y 20.000 habitantes	1,686	1,645*	1,821**
Entre 20.001 y 50.000 habitantes	1,224	1,445	2,109**
Entre 50.001 y 200.000 habitantes	1,709	1,766*	1,606*
Más de 200.000 habitantes	1,361	1,142	1,448
Tienen empleo ambos miembros de la pareja (Ref.)			
Solo tiene empleo el hombre	0,095***	0,148***	0,175***
Solo tiene empleo la mujer	1,131	1,595	1,394
Los abuelos viven a menos de 30 minutos (Ref. Viven más lejos)	0,652***	0,966	0,960
Constante	0,148	0,219	0,293
N	1.402	1.309	1.218
R2 Naguelkerke	0,132	0,156	0,193

*** < 0,01; ** < 0,05; * 0,10.

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España 2012.

Tanto el sector laboral (público o privado) como el ser o no asalariado no aparecen como estadísticamente significativas para ninguna de las edades considera-

das. El tamaño del municipio, en cambio, sí muestra cierta significatividad, siendo la probabilidad de escolarización de niños/as entre 2 y 3 años que viven en municipios

entre 2.000 y 50.000 habitantes bastante mayor que los que residen en municipios de menos de 2.000 habitantes.

La situación laboral de los progenitores se evidencia altamente relevante: las probabilidades de asistir a la escuela infantil se reducen de forma notable cuando solo el hombre trabaja de forma remunerada. Ello ocurre durante los tres primeros años de vida, aunque de forma particularmente intensa durante el primero (*odds ratio* de 0,095 en el primer año, 0,148 el segundo y 0,175 el tercero). En aquellas parejas donde solo la madre tiene empleo remunerado, sin embargo, las diferencias que se observan no son estadísticamente significativas, lo que puede deberse al limitado número de casos disponibles (23, 20 y 17 en los tres modelos, respectivamente). En consecuencia, se observa que cuando solo tiene empleo el padre, es muy poco probable que los niños se escolaricen a edades muy tempranas, siendo las parejas en las que ambos están empleados quienes tienden a recurrir a la escuela infantil para su cuidado. Finalmente, la presencia de abuelos cerca del hogar reduce la probabilidad de escolarización infantil, pero las diferencias solo son estadísticamente significativas durante el primer año de vida (*odds ratio* de 0,652). Ello parece evidenciar la voluntad, por parte del padre y la madre, de evitar la escolarización temprana de sus hijos/as antes del primer año, tal y como han sugerido estudios anteriores (Jurado-Guerrero *et al.*, 2012). En ese primer año las parejas podrían priorizar una atención más personalizada y flexible, como es la de los abuelos/as (Meil, Romero-Balsas y Rogero-García, 2018b), aunque más adelante esa priorización cambie.

CONCLUSIONES

La literatura sobre el cuidado a la primera infancia presenta lagunas relevantes en el conocimiento sobre el modo en que los diferentes agentes de cuidado interactúan entre sí

(Moss, 2012). Esta falta de conocimiento impide analizar de forma precisa los efectos de las diferentes políticas públicas sobre el bienestar y la vida cotidiana de las familias. Con la finalidad de contribuir a cubrir estas carencias, este artículo tiene como objetivo analizar cómo influye el uso de los permisos parentales no remunerados en la asistencia a escuelas infantiles, durante el periodo 0-3 años. Para ello se han llevado a cabo tres modelos de regresión logística multivariante, uno para cada curso de educación infantil de primer ciclo, utilizando datos de la Encuesta sobre el uso de permisos parentales en España 2012.

Los resultados señalan que las excedencias y las reducciones por cuidado de niños/as condicionan de forma diferente la asistencia a las escuelas infantiles: las reducciones y el cuidado en las escuelas infantiles suelen ir asociadas cualquiera que sea la edad del menor, mientras las excedencias parecen sustituir el uso de los servicios formales de cuidado, aunque los resultados solo son significativos entre los 2 y los 3 años. La elevada complementariedad entre las reducciones de jornada y la asistencia a la escuela infantil puede estar indicando: 1) que los horarios de los servicios formales son excesivamente rígidos y/o cortos, de forma que los padres necesitan adaptar o reducir su jornada laboral para armonizar el cuidado de sus hijos/as; y/o 2) que las familias prefieren limitar el tiempo que pasan sus hijos/as en la institución formal, como señalan estudios cualitativos (Jurado *et al.*, 2012), a través de la disminución del tiempo diario de trabajo remunerado.

El análisis ha constatado también el efecto de variables identificadas como relevantes en investigaciones previas, tanto en España como en otros países (Rogero-García y Andrés-Candelas, 2019; Ghysels y Lancker, 2011; Bonoli, Cantillon y Lancker, 2017). Así, se observa un acceso muy desigual a la escuela infantil según los recursos económicos de la familia y según la relación con el empleo del padre y de la madre.

En este sentido, y con el objetivo de reducir las desigualdades, el diseño de políticas de conciliación debería incorporar criterios de acceso a las escuelas infantiles que compensen estos desequilibrios.

Los resultados de este estudio presentan limitaciones que deben tenerse en cuenta. En primer lugar, los datos fueron recogidos durante la última fase de la crisis económica que comenzó en 2008, periodo en el que el permiso de paternidad tenía una duración de solo dos semanas. La evolución en el diseño de los permisos y en la situación social y económica, particularmente por la crisis producida por la pandemia de la COVID-19 que comenzó en marzo de 2020, han configurado un nuevo escenario. No obstante, *a priori*, la relación hallada entre ambos recursos de cuidado no tiene por qué haberse alterado. En cualquier caso, sería conveniente replicar este análisis en el contexto actual. En segundo lugar, nuestro análisis no diferencia según género debido al insuficiente número de casos de varones que han utilizado permisos no remunerados. Dado que la utilización de este tipo de permisos varía de forma sustancial entre hombres y mujeres, sería deseable que futuros trabajos exploren la interacción de ambas variables. En tercer lugar, el tamaño de la muestra no nos permite realizar una comparación entre comunidades autónomas que, como se ha mencionado, difieren en las políticas relacionadas con las escuelas infantiles y, aunque en menor medida, también en el diseño de los permisos parentales. Finalmente, somos conscientes de la influencia recíproca entre las diferentes políticas de cuidado, lo que hace más complejo su análisis. En particular, consideramos que sería positivo que futuras investigaciones abordaran de qué forma los cambios en el diseño de los permisos parentales (remuneración y duración, fundamentalmente) inciden en la utilización de las escuelas infantiles.

A pesar de estas limitaciones, este trabajo aporta resultados novedosos y relevantes sobre la relación entre dos herra-

mientas fundamentales para la conciliación en España como son los permisos parentales no remunerados y las escuelas infantiles. La evidencia aportada sugiere que, por su diseño actual, ambas herramientas tienen un alcance limitado para satisfacer las necesidades y deseos de cuidado a la primera infancia de las familias españolas.

BIBLIOGRAFÍA

- Alcrudo Subirón, Pepa; Alonso Gil, Alicia; Escobar Esteban, Mercedes; Hoyuelos Pinillos, Alfredo; Medina de la Maza, Ángeles y Vallejo Salinas, Alicia (2015). *La educación infantil de 0 a 6 años en España*. Madrid: Editorial Fantasia.
- Bonal, Xavier y Scandurra, Rosario (2019). *Equidad y educación en España. Diagnóstico y prioridades*. Barcelona: Oxfam Intermon.
- Bonoli, Giuliano; Cantillon, Bea y Lancker, Wim van (2017). «Social Investment and the Matthew Effect». En: Hemerijck, A. (ed.). *The Uses of Social Investment*. Oxford: Oxford University Press.
- Cebolla-Boado, Héctor; Radl, Jonas y Salazar, Leire (2014). *Aprendizaje y ciclo vital. La desigualdad de oportunidades desde la educación preescolar hasta la edad adulta*. Barcelona: Obra Social «la Caixa».
- Comisión Europea (2011). *Comunicación de la Comisión: Educación y cuidados de la primera infancia: ofrecer a todos los niños la mejor preparación para el mundo de mañana*. Brussels: Comisión Europea. Disponible en: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/ES/TXT/PDF/?uri=CELEX:52011DC0066&from=EN>, acceso el 14 de mayo de 2020.
- Danzer, Natalia; Halla, Martin; Schneeweis, Nicole y Zweimüller Martina (2017). «Parental Leave, (In)formal Childcare and Long-Term Child Outcomes» (*Working Papers in Economics and Statistics*, No. 2017-11). Innsbruck: University of Innsbruck, Research Platform Empirical and Experimental Economics (eeecon). Disponible en: <http://hdl.handle.net/10419/180162>, acceso el 13 de octubre de 2020.
- Del Boca, Daniela y Vuri, Daniela (2007). «The Mismatch between Employment and Childcare in Italy: The Impact of Rationing». *Journal of Population Economics*, 20(4): 805-832. doi: 10.1007/s00148-006-0126-3

- Del Boca, Daniela; Locatelli, Marilena y Vuri, Daniela (2005). «Child-Care Choices by Working Mothers: The Case of Italy». *Review of Economics of the Household*, 3: 453-477.
- Early, Diane M. y Burchinal, Margaret R. (2001). «Early Childhood Care: Relations with Family Characteristics and Preferred Care Characteristics». *Early Childhood Research Quarterly*, 16(4): 475-497. doi: 10.1016/S0885-2006(01)00120-X
- Escobedo, Anna y Wall, Karin (2015). «Leave Policies in Southern Europe: Continuities and Changes». *Community, Work and Family*, 18(2): 218-235.
- Ferrer, Álvaro (2019). *Donde todo empieza. Educación infantil de 0 a 3 años para igualar oportunidades*. Save the Children. Disponible en: https://www.savethechildren.es/sites/default/files/imce/donde_todo_empieza_0.pdf, acceso el 14 de mayo de 2020.
- Ghysels, Joris y Lancker, Wim van (2011). «The Unequal Benefits of Activation: An Analysis of the Social Distribution of Family Policy among Families with Young Children». *Journal of European Social Policy*, 21(5): 472-485. doi: 10.1177/0958928711418853
- Hahs-Vaughn, Debbie L. (2016). *Applied Multivariate Statistical Concepts*. New York: Routledge. doi: 10.4324/9781315816685
- Heckman, James J. (2006): «Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children», *Science*, 312(5782): 1900-1902. doi: 10.1126/science.1128898
- Ibáñez, Zyab y León, Margarita (2014). «Early Childhood Education and Care Provision in Spain». En: León, M. (ed.). *The Transformation of Care in European Societies*. New York: Palgrave Macmillan.
- Inglehart, Ronald; Haerper, Christian; Moreno, Alejandro; Welzel, Christian; Kizilova, Kseniya; Díez-Medrano, Juan; Lagos, M.; Norris, Pippa; Ponarín, Eduard y Puranen, B. (eds.) (2014). *World Values Survey: Round Six - Country-Pooled Datafile 2010-2014*. Madrid: JD Systems Institute. Disponible en: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSONline.jsp>, acceso el 22 de octubre de 2021
- Jovell, Albert J. (2006). *Análisis de regresión logística. Cuadernos metodológicos*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Jurado-Guerrero, Teresa; Castro, Teresa; Martín, Teresa; Seiz, Marta; González, María José; Domínguez, Marta; Lapuerta, Irene y Amigot, Patricia (2012). *Informe final 2012 del proyecto trianual: «Corresponsabilidad antes y después del nacimiento del primer hijo en España»* (TransParente) No. 43/09 (2009-2012). Disponible en: http://www.inmujer.gob.es/areasTematicas/estudios/estudioslinea2014/docs/Corresponsabilidad_antes_despues_hijo.pdf, acceso el 14 de mayo de 2020.
- Kulic, Nevena; Skopek, Jan; Triventi, Moris y Blossfeld, Hans-Peter (2017). «Childcare, Early Education, and Social Inequality: Perspectives for a Cross-National and Multidisciplinary Study». En: *Childcare, Early Education and Social Inequality*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781786432094.00008
- Lapuerta, Irene (2013). «¿Influyen las políticas autonómicas en la utilización de la excedencia por cuidado de hijos?» / «Do Regional Policies Influence the Use of Parental Leave?». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 141: 29-60. doi: 10.5477/cis/reis.141.29
- Lapuerta, Irene; Baizán, Pau y González, María J. (2011). «Individual and Institutional Constraints: An Analysis of Parental Leave Use and Duration in Spain». *Population Research and Policy Review*, 30(2): 185-210. doi: 10.1007/s11113-010-9185-y
- Leitner, Sigrid (2003). «Varieties of Familialism: The Caring Function of the Family in Comparative Perspective». *European Societies*, 5(4): 353-375. doi:10.1080/1461669032000127642
- León, Margarita y Muñoz-Mendoza, Carolina (2016). «Servicios de atención a la infancia, ¿política asistencial o educativa?». En: León, M. (coord.). *Empleo y maternidad: obstáculos y desafíos a la conciliación de la vida laboral y familiar*, pp. 113-131. Madrid: Funcas.
- Lowe, Edward D. y Weisner, Thomas 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.
- Meil, Gerardo; Rogero-García, Jesús y Romero-Balsas, Pedro (2018a). «Grandparents’ Role in Spanish Families’ Work/Life Balance Strategies». *Journal of Comparative Family Studies*, 49(2): 163-177. doi: 10.3138/jcfs.49.2.163
- Meil, Gerardo; Romero-Balsas, Pedro y Rogero-García, Jesús (2018b). «Parental Leave in Spain: Use, Motivations and Implications». *Revista Española de Sociología*, 27: 27-43. doi: 10.22325/fes/res.2018.32
- Meil, Gerardo; Lapuerta, Irene y Escobedo, Anna (2019). «Spain Country Note». En: Koslowski, A.; Blum, S.; Dovrotic, I. y Macht, A. (eds.). *15th International Review of Leave Policies and Related Research 2019*. Disponible en: [Reis. Rev.Esp.Investig.Sociol. ISSN-L: 0210-5233. N.º 177, Enero - Marzo 2022, pp. 111-126](https://www.leav-</p>
</div>
<div data-bbox=)

- enetwork.org/fileadmin/user_upload/k_leavenetwork/annual_reviews/2019/2._2019_Compiled_Report_2019_0824-.pdf, acceso el 14 de mayo de 2020.
- Meil, Gerardo; Rogero-García, Jesús; Romero-Balsas, Pedro y Castrillo-Bustamante, Concepción (2019). «El camino hacia permisos de maternidad y paternidad iguales e intransferibles en España». *Revista del Ministerio de Trabajo, Migraciones y Seguridad Social*, 141: 15-36.
- Meyers, Marcia K. y Jordan, Lucy P. (2006). «Choice and Accommodation in Parental Child Care Decisions». *Community Development*, 37(2): 53-70.
- Ministerio de Educación y Formación Profesional (2019). *Las cifras de la educación en España. Estadísticas e indicadores. Edición 2019*. Madrid: Secretaría General Técnica, Centro de Publicaciones, Ministerio de Educación y Formación Profesional.
- Moss, Peter (2012). «Caring and Learning Together: Exploring the Relationship between Parental Leave and Early Childhood Education and Care». *European Journal of Education*, 47(4): 482-493. doi: 10.1111/ejed.12003
- Moss, Peter y Duvander, Ann-Zofie (eds.) (2019). *Parental Leave and Beyond: Recent International Developments, Current Issues and Future Directions*. Bristol: Bristol University Policy Press.
- OECD (2018). *PF3.2: Enrolment in Childcare and Pre-School*. Disponible en: https://www.oecd.org/els/soc/PF3_2_Enrolment_childcare_pre-school.pdf, acceso el 14 de mayo de 2020.
- Rogero-García, Jesús y Andrés-Candelas, Mario (2019). «Cuidado y violencia familiar hacia la primera infancia en España» (Documento de trabajo 2.3. *VIII Informe FOESSA*. Madrid: Fundación Foessa). Disponible en: https://www.observatorio-delainfancia.es/ficherosoia/documentos/5879_d_CuidadoViolenciaFamiliarPrimeraInfancia.pdf, acceso el 14 de mayo de 2020.
- Romero-Balsas, Pedro; Muntanyola-Saura, Dafne y Rogero-García, Jesús (2013). «Decision-Making Factors within Paternity and Parental Leaves: Why Spanish Fathers Take Time Off from Work». *Gender, Work and Organization*, 20(6): 678-691. doi: 10.1111/gwao.12004
- Schober, Pia S. y Spiess, C. Katharina (2013). «Early Childhood Education Activities and Care Arrangements of Disadvantaged Children in Germany». *Child Indicators Research*, 6(4): 709-735. doi: 10.1007/s12187-013-9191-9
- Vandenbroeck, Michel y Lazzari, Arianna (2014). «Accessibility of Early Childhood Education and Care: A State of Affairs». *European Early Childhood Education Research Journal*, 22(3): 327-335. doi: 10.1080/1350293X.2014.912895
- Wall, Karin y Escobedo, Anna (2009). «Portugal and Spain: Two Pathways in Southern Europe. The Politics of Parental Leave Policies». En: Kerman, S. B. y Moss, P. (eds.). *Children, Parenting, Gender and the Labour Market*. Bristol: Bristol University Policy Press. doi: 10.2307/j.ctt9qg-mq0.18
- Wall, Karin y Escobedo, Anna (2013). «Parental Leave Policies, Gender Equity and Family Well-Being in Europe: A Comparative Perspective». En: Moreno Minguez, A. (ed.). *Family Well-Being. European Perspectives*. Dordrecht: Springer.

RECEPCIÓN: 15/05/2020

REVISIÓN: 29/09/2020

APROBACIÓN: 11/12/2020