

Winners and Losers: Unequal Access to Early Childhood Education and Care Resources

¿Quién gana y quién pierde? El acceso desigual a los recursos de educación y cuidado en la temprana infancia

Lara Navarro-Varas and Margarita León

Key words

Economic Crisis

- Formal and Informal Childcare
- Inequality
- Life Conditions Survey
- Familism

Palabras clave

Crisis económica

- Cuidado infantil formal e informal
- Desigualdad
- Encuesta Condiciones de Vida
- Familismo

Abstract

This article analyses the social bias in the access to both formal and informal care by different household income groups in Spain. Based on data from the Living Conditions Survey (*Encuesta de Condiciones de Vida*), a statistical model is used to isolate the effect of mothers' occupation on the use of childcare. The 2006-2016 period is analysed in order to assess the conjunctural effect of the economic crisis of 2008. The results show that access to formal care in Spain is clearly stratified by household income. While this access bias predates the economic crisis, it was exacerbated during the recession years. Informal care is therefore a complementary resource, especially for middle- and lower-class families and in households with part-time employed mothers.

Resumen

El presente artículo analiza el sesgo social en el uso del cuidado tanto formal como informal por distintos grupos de renta de los hogares en España. A partir de datos de la Encuesta de Condiciones de Vida proponemos un modelo estadístico que permite aislar el efecto de la ocupación de las madres en el uso del cuidado infantil. Analizamos el periodo 2006-2016 con el fin de averiguar el efecto coyuntural de la recesión económica de 2008. Los resultados muestran que el uso del cuidado formal está estratificado por renta. Aunque este sesgo en el acceso precede a la crisis económica, se agudiza durante los años de recesión. El cuidado informal aparece como un recurso complementario sobre todo para las familias de clase media y baja y en hogares con madres ocupadas a tiempo parcial.

Citation

Navarro-Varas, Lara; León, Margarita (2023). "Winners and Losers: Unequal Access to Early Childhood Education and Care Resources". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 182: 81-96. (doi: 10.5477/cis/reis.182.81)

Lara Navarro-Varas: Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona | lara.navarro@uab.cat

Margarita León: Universitat Autònoma de Barcelona | margarita.leon@uab.cat

INTRODUCTION¹

Investing in early childhood services has become a strategic objective for the European Social Investment (SI) Agenda. It is a key part of activation strategies that seek to “prepare rather than repair” by aiming to improve the investment in human capital and ensure more equal opportunities (Morel, Palier and Palme, 2011). Following the pioneering work of James Heckman, investment in early childhood is essential in creating a level playing field and thus minimising the intergenerational transmission of poverty (Heckman, 1974). Hemmerijck (2017: 6) considered that here were three main interdependent and complementary welfare functions of social investment: 1) easing labour market “flow” and especially women’s permanent employment; 2) raising the quality of the human capital stock and investing in individuals’ skills; and 3) maintaining robust universal social protection networks that ensure minimum income provision for people within and outside the labour market. In principle, policies aimed at early childhood serve the purpose of the first two insofar as they are public services intended to facilitate the balance of work and family life, especially protecting mothers’ employment; and provide greater opportunities for children born in more socially disadvantaged environments. More indirectly, early childhood investment policies are also important for maintaining social protection networks that contribute to stopping the intergenerational transmission of poverty. Therefore, in order for these policies to be considered an integral part of a Social Investment strategy, it is necessary to demonstrate their redistribution capacity.

Recent studies, however, have shown that there is a “Matthew effect” in these social policies (Cantillon and Lancker, 2013). Various

pieces of research have recently shown that there are clear social biases in the access to these services. Children in dual-income, middle- and upper-middle-income households, with a university-educated mother who is a national of the country in question have much greater access to these services than those living in single- or no-income, lower-middle-income households, with a mother who has no secondary or higher education and is foreign-born. The European Commission noted in 2011 that, according to relevant research, resources devoted to early childhood education and childcare services benefited the rich more than the poor. In its *Doing better for Families* report, the OECD (2011) used data from the *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) to analyse how low-income households in all countries except Austria, Denmark and Sweden had up to 30 % less access than middle-income households.

This article compares the differential use of different models of early childhood care and education in Spain during 2006–2016, a period marked by the effects of the economic recession on households and public investment. The socio-economic position of households plays a key explanatory role in this analysis. The Spanish welfare regime, traditionally highly supportive of the socialisation of care through informal networks, is in turn a good case study in which to observe the relationship to the expansion of formal care, as well as how both may be mediated by the mothers’ position in the labour market. How are the different types of care distributed by social stratum? How has the Great Recession affected Spain? How might inequality be affecting the familist system typically found in southern countries? This study shows that the so-called “Matthew effect” in accessing formal care, i.e. the existence of a social bias in favour of higher income households, was confirmed once female employment was controlled for: the higher the income, the more formal care is used. In line with the results of

¹ Study conducted within the Spanish project entitled CSO2017-88906-R *Investing in Children. Politics, Policies and Outcomes* (PI M. León) .

similar studies in other countries, children at risk of poverty are clearly under-represented in formal care provision. The “Matthew effect” considerably limits the equalising potential of these services. This study found that inequality in the formal use of childcare services existed prior to the 2008 crisis. However, the period of economic recession exacerbated the trend, indicating that there were more structural problems involved. Considering unequal access by socio-economic stratum, it can be concluded that policy strategies aimed solely at expanding the service, without introducing any compensatory mechanisms that foster access for the most under-represented groups, could aggravate the regressive nature of the service instead of achieving redistributive goals. Since informal care is a resource available for a relatively low percentage of the Spanish population (less than 15%) mainly lower middle class families, it is questionable whether this compensates for the inequalities observed in formal care. Informal care seems to be reserved for those households that cannot afford paid services, whether public or private.

The following sections review the importance of early childhood care policies from a theoretical perspective; examine the main empirical studies on European case studies, focusing on the relationship between these policies and the dynamics of social inequality; identify the development of early childhood care policies in the Spanish context, placing special emphasis on the balance between formal and informal care; and explain the data sources and the methodology used for the empirical analysis. The results are then presented and the article is concluded with a brief discussion.

SOCIAL INEQUALITY IN ACCESS TO CHILDCARE

Recent studies in several European countries have shown that there is a significant baseline inequality in access to early

childhood services. In all European countries (with the exception of Denmark and Sweden) higher-income households make greater use of these services, the difference between the first and third income brackets being more than double (León, 2017). The simplest explanation for this increased use of childcare services is precisely a greater demand from households where both parents work, which tend to be in the upper-middle income brackets. However, as recent studies have shown, inequality in access to childcare goes far beyond unequal labour market position. Lancker and Ghysels (2012) compared the distributional impact of subsidised child care between Sweden and Flanders and showed how, while both countries had high coverage rates, the equalisation impact was significantly different. The main divergence between the two countries lay in how governments allocate resources to families with children. In Flanders, the provision of an income-based fee structure for childcare services gives priority to low-income families. However, when formal child care, tax deductions and parental tax payments are considered, the redistributive effect of the initial design of in-kind services in favour of poor households is cancelled out. Indirect government subsidies in the form of tax deductions disproportionately benefit the highest income quintile, as “childcare costs are deducted from taxable income and, hence, those households paying relatively more taxes benefit most from the deduction” (Lancker and Ghysels, 2016: 136). In Sweden, by contrast, although the use of care is evenly distributed across all families, those with the lowest income level benefit from government subsidies almost twice as much as the highest group, due to their lower parental contributions and the lack of a tax deduction mechanism.

Beyond documenting the existence of a clear inequality in the use of these services, Abrassart and Bonoli (2015) attempted to

elucidate the causes behind this bias. Using survey data on the use of childcare services for the Swiss canton of Vaud, where there were large variations between municipalities, the authors tested a number of hypotheses against the observed pattern of childcare use according to: 1) maternal employment; 2) cost of the service to parents; 3) shortage of supply; and 4) cultural background. Their findings confirmed that, while the mother's employment status was a determining factor, the bias towards high income remained significant. Based on their results, the authors concluded that differences in fee structure and final cost were strong predictors of childcare use, while cultural reasons seemed to be less important.

In a more recent study, Pavolini and Lancker (2018) used data from the 2010 European Union Labour Force Survey (EU-LFS) ad hoc module "reconciliation between work and family life" to analyse the extent to which class-related dimensions of supply or demand play a role in the use of formal childcare services in European countries. The authors observed substantial class differences in the use of childcare, but concluded that supply-side explanations, i.e. structural constraints in the provision of childcare, were much more relevant than demand-side factors, i.e. cultural aspects, in explaining differential access to childcare.

The social investment paradigm has not only been criticised from a class perspective, but has also been assessed from a gender perspective. Saraceno (2015) noted that policies that seek to balance work and family life, as well as early childhood care and education services, support defamilialisation. In other words, they encourage the intervention of the public authorities in the socialisation of care tasks. However, they do not question women's role as having the main responsibility for unpaid family work and how this impacts gender discrimination. Thus, according to Saraceno (2015), social investment has progressively reconfig-

ured family policies towards labour market policies, but along the way, some essential factors have been disregarded, including paying attention to family relationships, seeking new schemes to reduce the obstacles women face in participating in the labour market, and the right not only to care, but also to enjoy the family.

More recently, Plavgo and Hemerijck (2021) addressed the question of whether and to what extent the availability of social investment policies specifically targeted at early childhood explains cross-country differences in indicators of both family and life balance and child poverty. Their results pointed to positive effects both on the ability of parents to balance their work and family life, and also on the risk of child poverty. They noted, for example, that some countries with some of the highest child poverty rates, including Spain, have the shortest parental leave. The study was challenged by Parolin and Lancker (2021), which resulted in an interesting sequence of rebuttals and counter-rebuttals in the *Journal of European Social Policy*. The dispute is at least partly about the methodology and the data that detect Mathew effects. Parolin and Lancker (2021) argued for the need to exploit micro-level data rather than macro aggregate data.

In Spain, as in other Mediterranean countries, early childhood care policies have been subordinated to the ideological assumption that the family is the main provider of welfare in society (Papadopolous, 1998). The academic literature has emphasised the importance of cultural traditions and social norms rooted in Catholicism with respect to family values and gender roles in shaping the Southern European countries' welfare states (Pfau-Effinger, 1998). While conservative-corporatist welfare states such as Germany and Austria have also merited the familist label, the key difference between Central and Southern European countries is that in the former the traditional

model has been maintained through family and fiscal policies that facilitated women's role as carers in the private sphere, whereas in the latter familism has been largely "un-supported" (Keck and Saraceno, 2011). This has resulted in a strange principle of subsidiarity whereby familist culture is in fact the justification for the residual character of family policies (León, 2007; Flaquer, 2000; Valiente, 1996). The strong intergenerational solidarity in Southern European countries would explain the underdevelopment of family policy as well as being its result. In other words, the insufficient public support to the family in the form of transfers and/or services does not translate into an increasing demand for them, but rather these shortcomings are dealt with in the private sphere, simultaneously reproducing and strengthening the system (Flaquer, 2004).

Nevertheless, Spain has been converging with Europe in the development of early childhood services (León and Pavolini, 2014). Particularly since the early 2000s, public coverage of 0-3 year-old care has gradually increased, even during the austerity years. In 2015, public sector coverage reached 18% (from a starting level of 4% in 2003). As private provision has grown at a similar rate, this resulted in coverage rates in excess of 30% in 2015 (León *et al.*, 2019).

However, despite the improvement in 0-3 year-old care coverage, public provision remains insufficient and is partly financed by families' resources. In fact, the private sector has a strong presence in the formalisation of early childhood care (González, 2004; León and Salido, 2016), which is reflected in the differential access depending on income level. In Spain, access for the poorest third of children is even lower than the European average (Save the Children, 2019). In terms of education level, data from the Living Conditions Survey 2016 showed that while almost half (49.6%) of the mothers of children aged 0-2 years who were regularly in formal care had higher edu-

cation qualifications, only 31.3% of the mothers had completed compulsory education or lower levels of education (Save the Children, 2019: 37). This trend was also found when considering access to 0-3 care according to the origin of the parents. In Spain, access was 20 percentage points lower for children of parents born outside the EU than children whose parents were born in Spain (Save the Children, 2019: 40).

Moreover, the growth of the dual-income model has also been attributed to the help of grandparents in early childhood care (Pfau-Effinger, 2004, 2005; Tobío, 2013). That is, in the face of limited public support, the family networks (the extended family) replaces the State (Tobío, 2013). However, two elements should be noted on this issue. Firstly, the available data show that the likelihood of grandparents participating in early childhood care in Spain is lower than the European average and that of other southern European countries, but not of its intensity. That is, grandparents' care of the youngest children is less likely but more intense (Albertini, Kohli and Vogel, 2007; Hank and Buber, 2009). Secondly, more recent research warns that the domestic organisation of work by social class in Mediterranean countries is not clearly familistic regarding outcomes, at least for highly educated mothers (Hook, 2015). In the case of Spain, there is a polarisation of families around the traditional male breadwinner model and the dual-income model, with the former being the norm for low-educated families, and the latter being over-represented among households where parents have higher education (Hook, 2015; Sánchez Mira, 2016). Thus, it is not only important to analyse the use of formal care (and the importance of the public sector in it) but also its relationship with informal support and how both may be mediated by the socio-economic position of families. In this sense, the availability of grandmothers in the socialisation of care as a specific fea-

ture of the “Latin Rim” must be framed today in a much more complex analysis.

The omnipresent care of the parents can be complemented by formal care, informal care (paid or unpaid), or both at the same time. Formal care refers to pre-school education or equivalent, and care in centres organised or controlled by a public or private structure. In contrast, informal care is care provided outside these structures either by grandparents or other family networks, or by informal but non-family care such as nannies or babysitters (Eurostat, 2016). The complementary nature of the two types of care can be seen, for example, when grandparents take children to nursery school or pick them up, making up for the incompatibility between service and work schedules, or the added cost of using the lunch-time service (representing slightly more than 40 % of the final nursery fee that families must pay for) (Navarro-Varas, 2019). It may also be the case that grandparents are the main care resource, but some hours a day or a week are spent in a centre in order for children to learn to socialise with other children. This is especially true the closer the children are to entering the second cycle of pre-school education (from the age of three), or in order to relieve the grandparents’ own time commitments. It is therefore important to understand how this informal resource is distributed in different social strata.

DATA SOURCES AND METHODOLOGY

The data used in this article came from the Living Conditions Survey (*Encuesta de Condiciones de Vida*), (hereafter SLC) for the 2006-2016 period, a decade marked by economic fluctuations. The analysis focuses on the block of questions on the type and duration of care for children under 13 years old. Although the data have some lim-

itations (Keck and Saraceno, 2011), they are the data used to monitor, since 2002, the Barcelona targets on childcare by the European Employment Strategy. The scope of the study is limited to Spain, and the unit of analysis is infants aged 0 to 2 years.

The dependent variables were constructed based on these questions: formal care (which refers to pre-school education and/or care in day centres organised or controlled by a public or private structure) and informal care (care provided by grandparents or other people in the network outside any control or organisation of these structures and unpaid care) (Eurostat, 2016). In the inferential models, both variables were operationalised as dichotomous variables (use/non-use), although they were not mutually exclusive, as there may be cases in which both types of care were used simultaneously (these are specifically explained in the following section).

The socio-economic position of households was an essential variable for explanatory purposes. Accordingly, economic class was operationalised on the basis of five categories of equivalent household income (Atkinson and Brandolini, 2011; Whelan, Russell and Maître, 2016): lower class (<60 % median); class at risk of poverty (60 %-75 % median); lower-middle class (75 %-125 % median); upper-middle class (125 %-166 % median) and upper class (>166 % median). In parallel, the relationship with parental activity was also used. To the extent that dual-income households are over-represented among higher-income families, one of the methodological challenges is to see whether the observed social bias in the pattern of childcare remained after controlling for maternal employment. This will be discussed later. The educational level of mothers was intended to be a proxy for the values associated with motherhood and caregiving. However, it should be acknowledged that this variable has limitations, insofar as it

may indicate differential preferences for care (as lower education levels are associated with more traditional values of motherhood), as well as possibly being affected by different labour market opportunities. It was operationalised in three categories following the International Standard Classification of Education (ISCED 2011): primary or lower-secondary education; post-compulsory secondary education, and tertiary/higher education. We considered the year in which the survey was conducted in order to control for the effect of the economic cycle both on the care model and on the rest of the explanatory variables; the type of household; the number of children under 13 in the household, and the age of the children.

Descriptive analyses were carried out, followed by a multivariate probit regression model. This inferential technique was used due to the difficulty in discerning the preference for different types of care without taking into account the fact that the actual decision to work may be previously mediated by the availability of care, as noted by the economic literature. Earlier literature has pointed out that this is not an easy question to answer both theoretically and empirically, insofar as there may be an endogenous effect between mothers' labour participation, and the availability of different care resources (Steiber and Haas, 2012). An exogenous approach was used. That is, the increased provision of childcare services in most European countries occurred in response to women's entry into the labour market rather than the other way around, with informal care being an option for working mothers in the face of a structural shortage of supply (Abrassart and Bonoli, 2015). Econometrics relies on a potential correlation between the different work and family decisions made based on a series of common unobserved determinants. An endogenous approach was used for the study, in accordance with the objectives of this study, but also with the availability and na-

ture of the data. Although Heckman drew attention to this fact in a pioneering article (Heckman, 1974), there are few empirical studies that have analysed this effect (Dimova and Wolff, 2011; Compton and Pollak, 2014; Aassve *et al.* 2012). In Spain, some studies have recently been carried out on this issue both in terms of female occupation and care choices (Legazpe and Davia, 2017), as well as applied to family decisions in relation to fertility (Legazpe, 2018).

The multivariate probit regression model involves the operationalisation of 3 recurring dichotomous dependent variables: 1) employed parent, 2) regular use of formal care and 3) regular use of informal care. The recurring nature of the model is supported by the fact that the dependent variables in each of the equations are incorporated as explanatory factors into the other two (Legazpe, 2018). The general specification of the model is as follows:

$$y_{im}^* = \beta_m x_{im} + \varepsilon_{im}, \quad m = 1, 2, 3 \quad (1)$$

$$y_{im} = 1 \text{ si } y_{im}^* > 0 \text{ and } 0 \text{ otherwise} \quad (2)$$

y_{i1}^* , y_{i2}^* , y_{i3}^* , are the dependent variables

where x_{im} ($m = 1, 2, 3$) are the vectors of observable characteristics affecting the estimated probabilities; β_m ($m=1,2,3$) are the vectors of parameters to be estimated, and ε_{im} are the error terms.

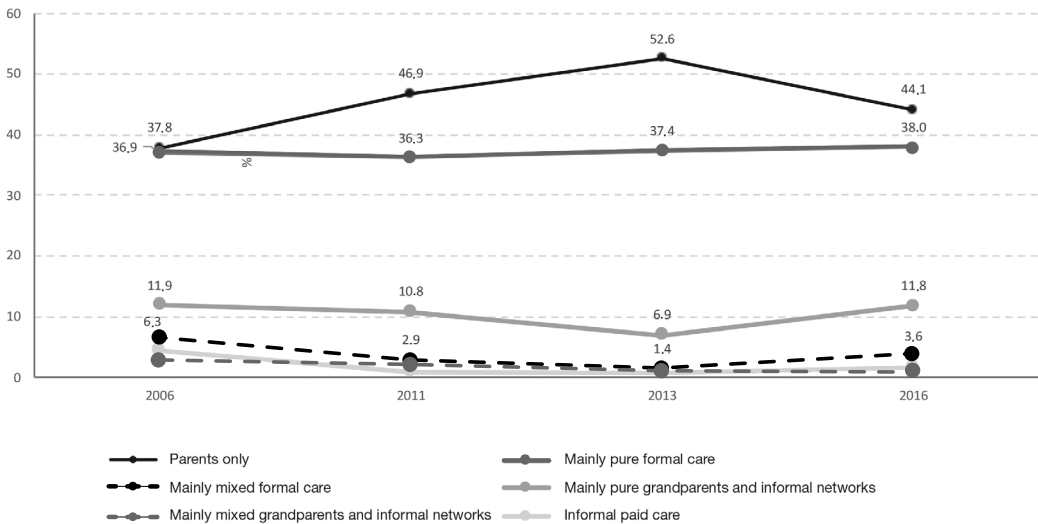
The specification of this trivariate model takes into account the potential correlation between female occupation and the use of formal and informal care. That is, the effect of peer endogeneity. If these correlations are significant (expressed in the statistical programme by the Rho statistic), this means that the estimators are more efficient and have less risk of bias than those that would be obtained by estimating the three equations separately. The sign of the estimated correlations is interpreted as being complementary (when the correlation is positive) or replacing (when the correlation is negative).

RESULTS

As noted above, early childhood care is complex in nature and different resources may overlap. Table 1 distinguishes between pure majority care, whether formal or informal, and mixed care. The pure model refers to cases where infants, in addition to more or less parental care, periodically make use of only one type of care, i.e. formal care, grandparental care or paid informal care. Mixed models are those in which different types of care are regularly used simultaneously. For example, cases where care in public or private day centres is combined with the support of informal networks, allowing for greater compatibility with parents' working hours, and/or a reduction in the financial costs associated

with extra services such as morning or afternoon care or the lunchtime service. In Spain, just over four out of ten children under the age of three are cared for solely by their parents. In the time period analysed, there was also a clear increase in exclusive parental care linked to the years of economic recession, as this was the sole source of care for more than half of the children in 2013. The increase compared to the pre-crisis situation was mainly at the expense of informal care in both its pure and mixed forms. Therefore, both the care provided by grandparents and that channelled through external carers such as babysitters or nannies experienced a strong decline during the economic crisis. In contrast, pure formal care remained at almost the same levels (around 37%).

GRAPH 1. Model of care by type. Spain, 2006, 2011, 2013 and 2016



Source: Developed by the authors based on data from the SLC (INE), 2006-2016.

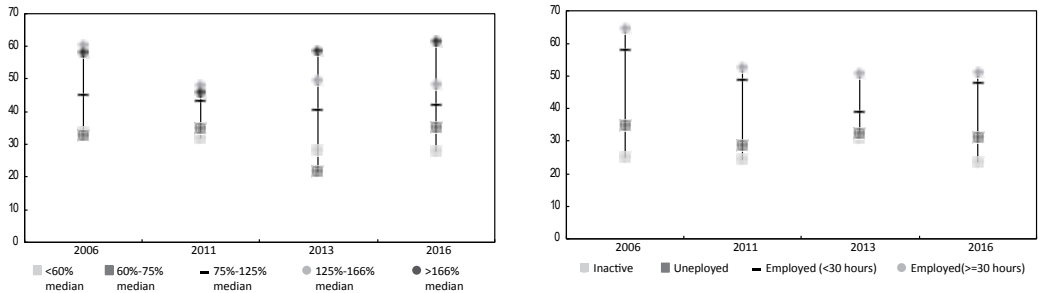
The bivariate analyses suggested that the social distribution of the care model does not seem to be attributable to chance and that the net effects of the crisis can be explained in socio-economic terms (see Figure 1 and Figure 2). As far as formal care is concerned (see Figure 1), the use of formal

care increased the higher families' income was. However, this pattern did not emerge in the wake of the crisis, but was already visible previously. Thus, while only one in three children at risk of poverty in 2006 was in pre-school, for those at the top of the distribution the percentage rose to 60%. In the post-re-

cession context, this trend was exacerbated mainly due to lower use by the most economically vulnerable households. In parallel, the type of childcare was closely related to mothers' labour force participation. Half of the infants of employed mothers received

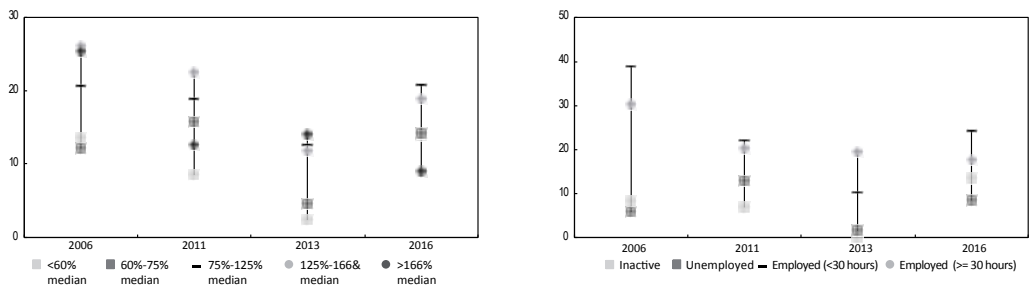
formal care on a regular basis, with no significant differences observed in relation to the working hours of the parents, while in the case of inactive or unemployed mothers the percentage was substantially lower (23.6% and 31.4% respectively in 2016).

FIGURE 1. Percentage of children aged 0-2 receiving formal care by family income strata and relation to the mother's employment status. Spain, 2006, 2011, 2013 and 2016



Source: Developed by the authors based on data from the SLC (INE), 2006-2016.

FIGURE 2. Percentage of children aged 0-2 receiving care from grandparents by family income strata and relation to the mother's employment status. Spain, 2006, 2011, 2013 and 2016



Source: Developed by the authors based on data from the SLC (INE), 2006-2016.

The prevalence of grandparents' help was an interesting result (see Figure 2). Unlike formal care, its use cannot be said to be proportional to households' disposable income. In fact, the "lower income, lower use" relationship only seemed to hold in the pre-crisis context. However, it was lower-middle class households that used this option the most (20.8%), followed by upper-middle income households. For the bottom two strata of the distribution, the proportion of children cared for by their grandparents fell to

14%. Similarly, grandparents' support was less than 10% for infants from more affluent households. With regard to mothers' labour participation, although it may have seemed to be the type of care that was most resilient to the recession period, it was used the least by unemployed and inactive mothers, and used the most by employed mothers. In this case differences were observed depending on the hours worked by mothers, as those who worked less than 30 hours a week made a greater use.

In conclusion, the use of formal care was stratified by income. This bias was already evident before the economic crisis, although the trend became more pronounced during the recession years. In contrast, informal care was more associated with the middle and lower classes as well as with part-time working mother households. Moreover, its behaviour over the last decade has been more erratic.

Inferentially speaking, the multivariate probit regression model confirmed the endogenous relationship between mothers' labour market participation and the availability of different care resources. The use of either formal or informal care cannot be separated from women's work, i.e. they are complementary to and conditional on each other. The time series (see Table 1) also shows that prior to the Great Recession the correlations between pairs (employed and formal care; employed and informal care) were even stronger than today and that they weakened and became more independent decisions in the context of the crisis. This is probably due more to the actual lack of jobs in the years of economic contraction than to the availability of formal and informal care.

There was an inverse interdependence between the use of formal care and infor-

mal care (the value of Rho was negative over the whole period), which was interpreted as a replacement effect between the two types of care. That is, when formal care was used, the use of informal care was reduced. Despite the complex nature of care, the frequency of the mixed option was relatively low. In fact, when mixed care reached its highest relative value in 2006, the results showed that the relationship was not statistically significant, so the equation could have been estimated separately without bias. However, the replacement relationship not only became stronger during the recession but also more stable. The current statistical value, which is higher than that shown for the relationship between labour participation and informal care, is in line with the findings by Arpino, Pronzato and Tavares in Italy. Underlying them is the idea that grandparental care is more of a substitute for formal childcare than for parental care (Arpino, Pronzato and Tavares, 2014). Therefore, the characteristics of the public provision of early childhood education and care services (both in terms of availability of places and affordability) can be included here as unobservable factors in the model. The replacement effect was not homogeneous across social groups, as will be shown below.

TABLE 1. *Correlation of residuals between pairwise equations. Spain, 2006-2016*

	2006	2011	2013	2016	Total
Rho 21 (In work and Formal Care)	0.445***	0.368***	0.163*	0.227**	0.324***
Rho 31 (In work and Informal Care)	0.518***	0.187*	0.622***	0.270**	0.391***
Rho 32 (Formal Care and Informal Care)	-0.152	-0.356***	-0.364***	-0.361***	-0.281***

Source: Prepared by the authors based on data from the Living Conditions Survey (INE), 2006-2016.

TABLE 2. Multivariate probit regression model. Spain, 2006-2016

	In work				Formal care				Care by grandparents and informal networks			
	Coef. B	z	P> z	Marginal effects	Coef. B	z	P> z	Marginal effects	Coef. B	z	P> z	Marginal effects
<i>Year (ref. = 2006)</i>												
2011	0.10	1.15	0.251	0.038	-0.01	-0.16	0.874	-0.005	-0.10	-1.15	0.250	-0.023
2013	-0.04	-0.48	0.632	-0.017	0.02	0.2	0.840	0.007	-0.43	-4.56	0.000	-0.103***
2016	0.35	4.08	0.000	0.137***	0.09	1.09	0.276	0.037	-0.10	-1.04	0.298	-0.024
<i>Mother's education level (ref. = Higher education)</i>												
Primary or lower-secondary education level	-0.35	-4.30	0.000	-0.137***	-0.27	-3.3	0.001	-0.106**	-0.00	-0.03	0.974	-0.001
Post-compulsory secondary education level	-0.18	-2.22	0.027	-0.071*	0.04	0.49	0.622	0.016	-0.02	-0.27	0.785	-0.006
<i>Relationship with father's employment (ref. = Employed)</i>												
Unemployed/inactive	0.09	0.93	0.352	0.035	-0.00	0	0.999	-0.000	-0.34	-2.77	0.006	-0.081**
<i>Income levels (ref. = 75-125% median)</i>												
< 60 % median	-0.98	-10.59	0.000	-0.384***	-0.38	-4.19	0.000	-0.150***	-0.38	-3.63	0.000	-0.091***
60 -75 % median	-0.65	-5.8	0.000	-0.257***	-0.31	-2.74	0.006	-0.120**	-0.31	-2.45	0.014	-0.073*
125-166 % median	0.43	4.84	0.000	0.170***	0.26	2.84	0.005	0.101**	0.02	0.16	0.876	0.004
>166 % median	0.61	6	0.000	0.241***	0.41	4.48	0.000	0.161***	-0.16	-1.62	0.105	-0.038
<i>Household type (ref. = 2 adults with children/dependents)</i>												
One adult with dependent children	0.28	1.31	0.192	0.110	0.33	1.56	0.118	0.128	-0.17	-0.75	0.451	-0.042
Other households with dependent children	-0.15	-1.25	0.210	-0.061	-0.26	-2.35	0.019	-0.101*	0.02	0.15	0.884	0.004
<i>Number of children under 13 in the household (ref. = 1)</i>												
2	0.05	0.85	0.397	0.021	0.18	2.73	0.006	0.070**	-0.12	-1.78	0.075	-0.029
3 or more	-0.04	-0.29	0.769	-0.016	0.00	0.03	0.979	0.001	-0.25	-1.65	0.099	-0.060
<i>Child's age (ref. = 3 years old)</i>												
Less 1 year	0.07	0.62	0.532	0.029	-2.76	-13.56	0.000	-1.084***	-0.23	-1.51	0.131	-0.055
1 year	-0.17	-2.39	0.017	-0.068*	-1.59	-19.84	0.000	-0.624***	0.14	1.71	0.087	0.032
2 years	0.08	1.18	0.240	0.033	-0.65	-9.03	0.000	-0.254***	0.23	2.82	0.005	0.054**
Constant	0.33	3.38	0.001	0.131**	0.56	5.43	0.000	0.218***	-0.74	-6.65	0.000	-0.175***
Rho 21 (In work and formal care)								0.324***				
Rho 31 (In work and care by grandparents and informal networks)								0.391***				
Rho 32 (Formal care and care by grandparents and informal networks)								-0.280***				
										Log pseudolikelihood = -6069,2865		Prob > chi2 = 0,0000
												Wald chi2(57) = 1151,01
												n (3,759)

Source: Prepared by the authors based on data from the Living Conditions Survey (INE), 2006-2016.

Once all the independent variables were introduced, the model that covered the entire period of analysis (see Figure 3) showed a positive effect for the year of the survey on the probability of employment of mothers in 2016 (with respect to the year 2006, which was established as the reference category), and a negative effect on the use of informal care in 2013. In both cases these effects were not embedded in any of the explanatory factors introduced in the models. As far as the educational level of the parents was concerned, there was an association with their work participation and with the use of formal care, but not with the care provided by the family network. While the reference category had been set to be those with higher education, the effect was negative for those with lower opportunity costs. As a result, the penalty for motherhood in terms of employment was higher and stable over time. The negative association also carried over to infants' attendance in formal care services, albeit with a slightly lower intensity. To the extent that labour market participation was already controlled for, the persistence of the negative association of less educated mothers with formal care could be interpreted in terms of preferences associated with more traditional values of care and motherhood. However, as it is a proxy variable, its explanatory capacity in these terms remains limited. The unemployment and/or inactivity of fathers was not related to a greater presence of mothers in the labour market or to formal care, but it was related to a lower use of informal care. The increase in male unemployment linked to the economic crisis was only associated with a decrease in the use of care provided by family networks that had remained constant since 2013. In these cases, grandparental care seemed to be replaced by paternal care at home. Recent studies have shown an increase in paternal involvement in childcare linked to situations of unemployment in times of recession, which, moreover, did not extend to

all fathers but especially to those with secondary education (Flaquer *et al.*, 2019).

Once the remaining control variables (household type and the number and age of children) had been included in the model, using household income as an explanatory factor for the three dependent variables estimated jointly produced solid findings. The effect of maternal occupation and the use of formal care had similar implications: the probability of both decisions increased proportionally to income. The differential marginal effect between income strata was more pronounced for female employment than for formal care but was still prominent and statistically significant. This meant that, once the endogenous effect between the two decisions was controlled for, household income still explained an unequal use of formal care. There was a more solid confirmation that inequalities in the use of formal care were already present before the crisis and have only become aggravated since the end of the crisis.

However, household purchasing power does not have the same effect on the estimation of care provided by informal networks. In this case, the lower middle incomes of the distribution (between 75 % and 125 % of the median) had a higher probability of use. This was not the case for the lower strata or the wealthier population, showing a marginally negative effect. The evolutionary analysis allows for a more refined reading. In 2006, when formal and informal care were not regarded as substitutes for each other according to the results of the residuals presented above (see Table 1), the explanatory effect of family income followed the same pattern as for formal care. That is, a higher probability of use for the wealthier strata, and a lower probability for the poorer strata. Over time, once the negative correlation between the two types of care became established, it was a particularly important option for the middle-income stratum, while high income groups had a very low associated probability of use. Therefore, grandparental care was a

substitute resource for formal care that was highly focused on the lower-middle class family segment.

CONCLUSIONS

This article has analysed access to different care resources in households with young children. It has offered a statistical model that isolates the effect of female occupation on the differential use of formal and informal care. The data used were based on the Living Conditions Survey and meant that it was not possible to go beyond use without controlling for other factors that may also have an effect on the use of the different forms of care, such as the structure and characteristics of the public supply of services.

This study confirmed the so-called “Matthew effect” in access to formal care, i.e. the existence of a social bias in favour of higher income households, once female employment was controlled for: the higher the income, the more formal care was used. As studies in other countries have previously shown, children at risk of poverty are clearly under-represented in formal care provision. This “Matthew effect” strongly constrains the equalising potential of these early childhood services. The existence of this bias in the formal use of care predates the 2008 crisis, but since then the phenomenon has worsened, indicating problems of a more structural nature. We think it is important to note this inequality in access to formal care (mainly of children aged 0-3) for several reasons. Spain has moved from a care-based approach in the 0-3 stage to an educational one, and over the last two decades it has clearly opted for the universalisation of this first stage of education. However, due to the structure of supply, unequal access indicates that policy strategies aimed exclusively at expanding the service, without introducing compensatory mechanisms that foster access to the most under-represented groups, far from

achieving redistributive purposes, may aggravate the regressive nature of the service. Albeit beyond the scope of this study, the diversity of provision in terms of type of management, forms of governance and coordination, price, human resources and infrastructure means that this level of early childhood education is difficult to compare with the 3-6 level of education, which is universal and free, and therefore ensures equal opportunities from the outset.

On a different note, the fact that informal care constitutes a care resource for a relatively low percentage of the Spanish population (less than 15%), and is mainly used by lower middle-class families, brings into question whether the dual income model in Spain is underpinned by intergenerational solidarity (Pfau-Effinger, 2004, 2005; Tobío, 2013). Rather, it suggests that informal care is only used by those families whose economic resources are insufficient to access and afford formal care services, whether they be private or public. Therefore, the extended family being used as a substitute for the State is only valid for a sector of the population that has not benefited from the expansion of early childhood services in the last twenty years.

BIBLIOGRAPHY

- Aassve, Arnstein; Arpino, Bruno and Goisis, Alice (2012). “Grandparenting and Mothers” Labour Force Participation: A Comparative Analysis Using the Generations and Gender Survey”. *Demographic Research*, 27: 53-84. doi: 10.4054/Dem-Res.2012.27.3
- Abrassart, Aurélien and Bonoli, Giuliano (2015). “Availability, Cost or Culture? Obstacles to Child-care Services for Low-Income Families”. *Journal of Social Policy*, 44(04): 787-806. doi: 10.1017/S0047279415000288
- Albertini, Marco; Kohli, Martin and Vogel, Claudia (2007). “Intergenerational Transfers of Time and Money in European Families: Common Patterns Different Regimes?”. *Journal of European Social Policy*, 17(4): 319-334. doi: 10.1177/0958928707081068

- Arpino, Bruno; Pronzato, Chiara D. and Tavares, Lara P. (2014). "The Effect of Grandparental Support on Mothers' Labour Market Participation: An Instrumental Variable Approach". *European Journal of Population*, 30(4): 369-390. Available at: <http://www.jstor.org/stable/24571422>
- Atkinson, Anthony and Brandolini, Andrea (2011). *On the Identification of the Middle Class*. ECINEQ WP 2011-217. doi: 10.11126/stanford/9780804778244.003.0003
- Banco de España (2017). *Encuesta Financiera de las Familias (EFF) 2014: métodos, resultados y cambios desde 2011*. Madrid: Banco de España.
- Cantillon, Bea and Lancker, Wim (2013). "Three Shortcomings of the Social Investment Perspective". *Social Policy and Society*, 12(4): 553-564. doi: 10.1017/S1474746413000080
- Cappellari, Lorenzo and Jenkins, Stephen P. (2003). "Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood". *The Stata Journal*, 3: 278-294. doi: 10.1177/1536867X0300300305
- Compton, Janice and Pollak, Robert A. (2014). "Family Proximity, Childcare, and Women's Labor Force Attachment". *Journal of Urban Economics*, 79: 72-90. doi: 10.1016/j.jue.2013.03.007
- Eurostat (2016). *Childcare arrangements (ilc_ca)*. Reference metadata in Euro. Available at: https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/ilc_ca_esms.htm, access on october 15, 2018.
- Dimova, Ralitzka and Wolff, François-Charles (2011). "Do Downward Private Transfers Enhance Maternal Labor Supply? Evidence from around Europe". *Journal of Population Economics*, 24(3): 911-933. doi: 10.1007/s00148-010-0305-0
- Flaquer, Lluís (2000). *Las Políticas Familiares en una Perspectiva Comparada*. Barcelona: Fundación La Caixa.
- Flaquer, Lluís (2004). "La articulación entre familia y el Estado de bienestar en los países de la Europa del sur". *Papers*, 73: 27-58. doi: 10.5565/rev/papers/v73n0.1105
- Flaquer, Lluís; Navarro-Varas, Lara; Antón-Alonso, Fernando; Ruiz-Forès, Núria and Cónsola, Albert (2019). "La implicación paterna en el cuidado de los hijos en España antes y durante la recesión económica". *Revista Española de Sociología*, 28(2): 249-268. doi: 10.22325/fes/res.2018.61
- González, María J. (2004). La escolarización de la primera infancia en España: desequilibrios territoriales y socioeconómicos y acceso a los servicios. In: V. Navarro (ed.). *El Estado de Bienestar en España*, (pp. 365-398). Madrid: Tecnos.
- Hank, Karsten and Buber, Isabella (2009). "Grandparents Caring for their Grandchildren: Findings From the 2004 Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe". *Journal of Family Issues*, 30(1): 53-73. doi: 10.1177/0192513X08322627
- Heckman, James J. (1974). "Effects of Child-Care Programs on Women's Work Effort". *Journal of Political Economy*, 82(2): 136-169.
- Hemmerijck, Anton (ed.) (2017). *The Uses of Social Investment*. Oxford: Oxford University Press.
- Hook, Jennifer L. (2015). "Incorporating 'Class' into Work-Family Arrangements: Insights from and for Three Worlds". *Journal of European Social Policy*, 25(1): 14-31. doi: 10.1177/0958928714556968
- Keck, Wolfgang and Saraceno, Chiara (2011). "Comparative Childcare Statistics in Europe. Conceptual and Methodological Fallacies". *Carlo Alberto Notebook*, 229.
- Lancker, Wim and Ghysels, Joris (2016). "Explaining Patterns of Inequality in Childcare Service Use across 31 Developed Economies: A welfare state perspective". *International Journal of Comparative Sociology*, 57(5): 310-337. doi: 10.1177/002071521667425
- Legazpe, Nuria (2018). "Diferencias y similitudes en las decisiones laborales y familiares de las mujeres en España y Portugal". *Revista Internacional de Sociología*, 76(2): e097.
- Legazpe, Nuria and Davia, María A. (2017). "Oferta laboral y demanda de cuidados infantiles en los hogares españoles". *Revista de Economía Laboral*, 14(2): 33-65. doi: 10.3989/ris.2018.76.2.16.01220
- León, Margarita (2007). "Speeding Up or Holding Back? Institutional Factors in the Development of Childcare Provision in Spain". *European Societies*, 9(3): 315-337. doi: 10.1080/14616690701314234
- León, Margarita (2017). Social Investment and Child-care Expansion. A Perfect Match? In: A. Hemmerijck (ed.). *The Uses of Social Investment*. Oxford: Oxford University Press.
- León, Margarita and Pavolini, Emmanuele (2014). "Social Investment or Back to Familialism? The Impact of the Economic Crisis on Family Policies in Southern Europe". *South European Society and Politics*, 19(3): 353-369. doi: 10.1080/13608746.2014.948603
- León, Margarita and Salido, Olga (2016). Las políticas de protección a las familias en perspectiva comparada: divergencias nacionales frente a desafíos compartidos. In: E. del Pino and M. J.

- Rubio Lara (dirs.). *Los Estados de bienestar en la encrucijada. Políticas sociales en perspectiva comparada* (2.ª ed.). Madrid: Editorial Tecnos.
- León, Margarita; Ranci, C.; Sabatinelli, S.; and Ibáñez, Z. (2019). Tensions between Quantity and Quality in Social Investment Agendas: Working Conditions of ECEC Teaching Staff in Italy and Spain. *Journal of European Social Policy*, 29(4): 564-576. doi: 10.1177/0958928718808401
- Morel, Nathalie; Palier, Bruno and Palme, Joakim (2021). *Towards a Social Investment Welfare State? Ideas, Policies and Challenges*. Bristol: Policy Press.
- Navarro-Varas, Lara (2019). *El cuidado de la primera infancia. Desigualdades sociales y territoriales en la metrópolis de Barcelona*. Barcelona: Universitat Autònoma de Barcelona. [Lluís Flaquer Vilardebó and Sebastià Sarasa Urdiola (dirs.), unpublished Doctoral Thesis].
- OECD (2011). *Doing Better for Families*. Paris: OECD.
- Papadopoulos, Theodoros N. (1998). Greek Family Policy from a Comparative Perspective. In: E. Drew; R. Emerek and E. Mahon (eds.). *Women, Work and the Family in Europe*. London and New York: Routledge.
- Parolin, Zachary and Lancker, Wim (2021). "What a Social Investment 'Litmus Test' Must Address: A Response to Plavgo and Hemerijck". *Journal of European Social Policy*, 31(3): 297-308. doi: 10.1177/09589287211012974
- Pavolini, Emmanuele and Lancker, Wim (2018). "The Matthew Effect in Childcare Use: a Matter of Policies or Preferences?". *Journal of European Public Policy*, 25(6): 878-893. doi: 10.1080/13501763.2017.1401108
- Pfau-Effinger, Birgit (1998). "Gender Cultures and the Gender Arrangement – a Theoretical Framework for Cross-National Comparisons on Gender". *The European Journal of Social Sciences*, 11(2): 147-166. doi: 10.1080/13511610.1998.9968559
- Pfau-Effinger, Birgit (2004). "Socio-Historical Paths of the Male Breadwinner Model - An Explanation of Cross-National Differences". *British Journal of Sociology*, 55(3): 377-399. doi: 10.1111/j.1468-4446.2004.00025.x
- Pfau-Effinger, Birgit (2005). "Welfare State Policies and the Development of Care Arrangements". *European Societies*, 7(2): 321-347. doi: 10.1080/14616690500083592
- Plavgo, Ilze and Hemerijck, Anton (2021). "The social investment litmus test: Family formation, employment and poverty". *Journal of European Social Policy*, 31(3): 282-296. doi: 10.1177/0958928720950627
- Sánchez-Mira, Nuria (2016). *La división social y sexual del trabajo en transformación. Un análisis de clase en un contexto de crisis*. Miguélez Lobo, Fausto y Verd Pericás, Joan M. (dirs.), Barcelona: Universitat Autònoma de Barcelona. [Doctoral Thesis]. doi: 10.1177/0958928720950627
- Saraceno, Chiara (2015). "A Critical Look to the Social Investment Approach from a Gender Perspective". *Social Politics: International Studies in Gender, State and Society*, 22(2): 257-269. doi: 10.1093/sp/jxv008
- Saraceno, Chiara and Keck, Wolfgang (2010). "Can we Identify Intergenerational Policy Regimes in Europe?". *European Societies*, 12(5): 675-696. doi: 10.1080/14616696.2010.483006
- Save the Children (2019). *Donde todo empieza*. Madrid: Save the children España.
- Steiber, Nadia and Haas, Barbara (2012). "State of the Art. Advances in Explaining Women's Employment Patterns". *Socio-Economic Review*, 10(2): 343-367.
- Tobío Soler, Constanza (2013). "Estado y familia en el cuidado de las personas: Sustitución o complemento". *Cuadernos de Relaciones Laborales*, 31(1): 17-38. doi: 10.1093/ser/mwr039
- Valiente, Celia (1996). Family Obligations in Spain. In: J. Millar and A. Warman (eds.). *Family Obligations in Europe*. London: Family Policy Studies Centre. doi: 10.5209/rev_CRLA.2013.v31.n1.41623
- Whelan, Christopher T.; Russell, Helen and Maître, Bertrand (2016). "Economic Stress and the Great Recession in Ireland: Polarization, Individualization or 'Middle Class Squeeze'?". *Social Indicators Research*, 126(2): 503-526. doi: 10.1007/s11205-015-0905-x

RECEPTION: September 18, 2021

REVIEW: December 15, 2021

ACCEPTANCE: February 25, 2022

¿Quién gana y quién pierde? El acceso desigual a los recursos de educación y cuidado en la temprana infancia

Winners and Losers: Unequal Access to Early Childhood Education and Care Resources

Lara Navarro-Varas y Margarita León

Palabras clave

- Crisis económica
- Cuidado infantil formal e informal
- Desigualdad
- Encuesta Condiciones de vida
- Familismo

Key words

- Economic Crisis
- Formal and Informal Childcare
- Inequality
- Life Conditions Survey
- Familism

Resumen

El presente artículo analiza el sesgo social en el uso del cuidado tanto formal como informal por distintos grupos de renta de los hogares en España. A partir de datos de la Encuesta de Condiciones de Vida proponemos un modelo estadístico que permite aislar el efecto de la ocupación de las madres en el uso del cuidado infantil. Analizamos el periodo 2006-2016 con el fin de averiguar el efecto coyuntural de la recesión económica de 2008. Los resultados muestran que el uso del cuidado formal está estratificado por renta. Aunque este sesgo en el acceso precede a la crisis económica, se agudiza durante los años de recesión. El cuidado informal aparece como un recurso complementario sobre todo para las familias de clase media y baja y en hogares con madres ocupadas a tiempo parcial.

Abstract

This article analyses the social bias in the access to both formal and informal care by different household income groups in Spain. Based on data from the Living Conditions Survey (Encuesta de Condiciones de Vida), a statistical model is used to isolate the effect of mothers' occupation on the use of childcare. The 2006-2016 period is analysed in order to assess the conjunctural effect of the economic crisis of 2008. The results show that access to formal care in Spain is clearly stratified by household income. While this access bias predates the economic crisis, it was exacerbated during the recession years. Informal care is therefore a complementary resource, especially for middle- and lower-class families and in households with part-time employed mothers.

Cómo citar

Navarro-Varas, Lara; León, Margarita (2023). «¿Quién gana y quién pierde? El acceso desigual a los recursos de educación y cuidado en la temprana infancia». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 182: 81-96. (doi: 10.5477/cis/reis.182.81)

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

Lara Navarro-Varas: Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona | lara.navarro@uab.cat

Margarita León: Universitat Autònoma de Barcelona | margarita.leon@uab.cat

INTRODUCCIÓN¹

Invertir en servicios de atención a la primera infancia se ha convertido en uno de los objetivos estratégicos de la Agenda Europea de Inversión Social (IS). Es una parte clave en las estrategias de activación que buscan «preparar en lugar de reparar» al orientarse a mejorar la formación de capital humano y garantizar una mejor igualdad de oportunidades (Morel, Palier y Palme, 2011). Siguiendo el trabajo pionero de James Heckman, las inversiones en la temprana infancia son cruciales para nivelar el terreno de juego y así minimizar la transmisión intergeneracional de la pobreza (Heckman, 1974). Hemmerijck (2017: 6) considera tres funciones de bienestar principales interdependientes y complementarias de la inversión social: 1) facilitar el «flujo» del mercado de trabajo y, especialmente, la permanencia de las mujeres en el empleo; 2) elevar la calidad del *stock* de capital humano e invertir en las capacidades de los individuos; y 3) mantener sólidas redes de protección social que garanticen la seguridad de las personas con ingresos mínimos dentro y fuera del mercado laboral. En principio, las políticas dirigidas a la primera infancia sirven al propósito de los dos primeros en la medida en que son servicios públicos que, por una parte, están destinados a facilitar la conciliación entre la vida laboral y la familiar, protegiendo especialmente el empleo materno y, por otra parte, brindan mayores oportunidades a los niños y niñas nacidos en entornos socialmente más desfavorecidos. De forma más indirecta, las políticas de inversión a la temprana infancia también son relevantes para el mantenimiento de una red de protección social que contribuya a romper con la transmisión intergeneracional de la pobreza. Por lo tanto, para que estas po-

líticas puedan ser consideradas como una parte integrante de una estrategia de inversión social, es necesario demostrar su capacidad redistributiva.

Estudios recientes, sin embargo, indican la existencia de un «efecto Mateo» en estas políticas sociales (Cantillon y Lancker, 2013). Diversas investigaciones recientes demuestran que existen claros sesgos sociales en el acceso a estos servicios. Niños y niñas en hogares con dobles ingresos, de renta media y media alta, con madre universitaria y de origen nacional acceden a estos servicios en mucha mayor proporción que aquellos que viven en hogares sin ingresos o de un único ingreso, de renta media-baja, con madres sin estudios secundarios o superiores y de origen extranjero. La Comisión Europea ya declaró en 2011 que, según investigaciones recientes, los recursos dedicados a la educación infantil y los servicios de cuidado infantil benefician más a los ricos que a los pobres. También la OCDE (2011) en su informe *Doing Better for Families*, analizó con datos de la European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) cómo las familias de bajos ingresos accedían en todos los países excepto en Austria, Dinamarca y Suecia hasta en un 30 % menos que hogares con ingresos medios.

El presente artículo tiene como objetivo contrastar el uso diferencial de los diferentes modelos de atención y cuidado de la primera infancia en España durante el período 2006-2016, marcado por los efectos de la recesión económica sobre los hogares y la inversión pública. La posición socioeconómica de las familias adquiere un papel explicativo central en este análisis. El régimen de bienestar español, tradicionalmente con un elevado apoyo a la socialización del cuidado a través de las redes informales constituye, a su vez, un buen estudio de caso desde el cual observar la relación con la expansión del cuidado formal y cómo ambos pueden estar mediados por la posi-

¹ Estudio realizado en el marco del proyecto del plan nacional CSO2017-88906-R *Investing in Children. Policies, Policies and Outcomes* (IP M. León).

ción de las madres en el mercado laboral. ¿Cómo se distribuyen los diferentes tipos de cuidado por estrato social? ¿Cómo ha afectado la Gran Recesión? ¿Cómo puede estar afectando la desigualdad al régimen familista típico de los países del sur? Nuestro estudio muestra que el llamado «efecto Mateo» en el acceso al cuidado formal, es decir la existencia de un sesgo social a favor de los hogares de más renta, se confirma una vez controlada la ocupación femenina: a mayor renta, mayor uso. En línea con los resultados alcanzados por estudios similares en otros países, los menores en riesgo de pobreza están claramente infrarrepresentados en la provisión formal de cuidados. Este «efecto Mateo» limita de manera considerable el potencial igualador de estos servicios. Nuestro estudio constata la existencia de esta desigualdad en el uso formal de los servicios de cuidado infantil con anterioridad a la crisis de 2008. No obstante, el periodo de recesión económica agrava la tendencia, indicando problemas de carácter más estructural. Considerando el desigual acceso según estrato socioeconómico, concluimos que estrategias políticas dirigidas exclusivamente a ampliar el servicio, sin introducir mecanismos compensatorios que favorezcan el acceso a los grupos más infrarrepresentados, lejos de alcanzar fines redistributivos, podrán ahondar en el carácter regresivo del servicio. En cuanto al cuidado informal, al tratarse de un recurso de cuidado para un porcentaje relativamente bajo de la población española —inferior al 15%—, principalmente familias de clase media baja, es cuestionable que compense las desigualdades observadas en el cuidado formal. El cuidado informal parece quedar reservado para aquellos hogares que no cuentan con la capacidad financiera suficiente para costear los servicios de pago, ya sean públicos o privados.

El artículo está organizado de la forma siguiente: en el próximo apartado revisamos

desde una perspectiva teórica la importancia de las políticas de atención a la temprana infancia, destacamos los principales estudios empíricos sobre casos de estudio europeos centrados en analizar la relación entre estas políticas y las dinámicas de desigualdad social y situamos el desarrollo de las políticas de atención a la temprana infancia en el contexto español, poniendo especial énfasis en el equilibrio entre el cuidado formal y el informal. A continuación, explicamos las fuentes de datos y la metodología empleada para nuestro análisis empírico. Posteriormente presentamos los resultados y concluimos el artículo con una breve discusión.

ACCESO AL CUIDADO INFANTIL Y DESIGUALDAD SOCIAL

Estudios recientes realizados en varios países europeos han demostrado que existe una desigualdad de partida importante en el acceso a servicios de atención a la temprana infancia. Salvo Dinamarca y Suecia, en todos los países europeos las familias con rentas más altas hacen un mayor uso de estos servicios con una diferencia entre el primer y tercer tercio de renta de más del doble (León, 2017). La explicación más sencilla de este mayor uso de los servicios de cuidado infantil es precisamente una mayor demanda por parte de hogares donde ambos progenitores trabajan, que suelen situarse en los tramos de renta media-alta. Pero, como han demostrado estudios recientes, la desigualdad en el acceso al cuidado infantil va mucho más allá de la desigual posición en el mercado laboral. Lancker y Ghysels (2016), en su comparación del impacto distributivo del cuidado infantil subvencionado entre Suecia y Flandes, demostraron cómo, a pesar de que ambos países muestran altas tasas de cobertura, el impacto de igualación es significativamente diferente. La principal diver-

gencia entre los dos países se encuentra en la forma en que los gobiernos asignan recursos a las familias con menores. En Flandes, la existencia de una estructura de tarifas basada en los ingresos en los servicios de cuidado infantil da prioridad a las familias de bajos ingresos. Sin embargo, cuando el cuidado infantil formal, las deducciones fiscales y las cuotas de los padres se consideran en su totalidad, el efecto redistributivo del diseño inicial de servicios en especie en favor de los hogares pobres se anula. Los subsidios indirectos del gobierno en forma de deducciones fiscales benefician de manera desproporcionada al quintil de ingresos más alto ya que «los costos de cuidado de los niños se deducen de la renta imponible y, por lo tanto, los hogares que pagan relativamente más impuestos se benefician más de la deducción» (Lancker y Ghysels, 2016: 136). En Suecia, por el contrario, aunque el uso del cuidado se distribuye uniformemente entre todas las familias, los que tienen el nivel de ingresos más bajo se benefician casi el doble de los subsidios gubernamentales que el grupo más alto debido a sus contribuciones parentales más bajas y a la ausencia de un mecanismo de deducción de impuestos.

Más allá de documentar la existencia de una clara desigualdad en el uso de estos servicios, Abrassart y Bonoli (2015) intentaron por su parte dilucidar las causas detrás de este sesgo. Utilizando datos de encuestas sobre el uso de los servicios de guardería para el cantón suizo de Vaud, donde existen grandes variaciones entre los diferentes municipios, los autores probaron una serie de hipótesis sobre el patrón observado de uso de guarderías en función de: 1) empleo materno; 2) coste del servicio para los padres 3) escasez de oferta; y 4) antecedentes culturales. Sus hallazgos confirmaron que, si bien la situación laboral de la madre es un factor determinante, el sesgo hacia los ingresos altos siguió siendo significativo. De acuerdo con sus resultados, los autores con-

cluyen que las diferencias en la estructura de tarifas y el coste final son fuertes predictores del uso del cuidado infantil, mientras que las razones de tipo cultural parecen importar en menor medida.

En un estudio más reciente, Pavolini y Lancker (2018) a partir del módulo *ad hoc* de 2010 «Conciliación entre el trabajo y la vida familiar» de la Encuesta de Población Activa de la Unión Europea, analizaron el grado en que las dimensiones de la oferta o la demanda relacionadas con la clase social intervienen en el uso de servicios formales de cuidado infantil en países europeos. Los autores sí observan diferencias de clase sustanciales en el uso del cuidado infantil, pero concluyen que explicaciones vinculadas a la oferta, es decir, las limitaciones estructurales en la provisión de cuidado infantil, son mucho más relevantes que factores relacionados con la demanda, es decir, los aspectos culturales para explicar el acceso diferenciado al cuidado infantil.

El paradigma de la inversión social no solo ha recibido críticas desde una perspectiva de clase, sino que también ha sido evaluado desde la perspectiva de género. Saraceno (2015) apunta que las políticas que tratan de conciliar la vida laboral y la familiar, así como los servicios de atención y educación de la primera infancia, apoyan la desfamilización. Es decir, impulsan la intervención de los poderes públicos en la socialización de las tareas de cuidado. Sin embargo, no cuestionan el rol de las mujeres como principales responsables del trabajo familiar no remunerado y cómo esto repercute en la discriminación por razón de género. Así pues, según Saraceno (2015) la inversión social habría reconfigurado progresivamente las políticas familiares hacia las políticas del mercado de trabajo, pero por el camino se habrían dejado de lado algunos factores esenciales como la atención a las relaciones familiares, la búsqueda de nuevas fórmulas para reducir los obstáculos que afrontan las mujeres para participar en

el mercado laboral y el derecho no solo al cuidado, sino también a disfrutar de la familia.

Más recientemente, Plavgo y Hemerijck (2021) abordaron la cuestión de si y en qué medida la disponibilidad de las políticas de inversión social específicamente dirigidas a la temprana infancia explica diferencias entre países en indicadores tanto de conciliación de las familias como de pobreza infantil. Sus resultados señalan efectos positivos tanto en la capacidad de madres y padres de conciliar la vida laboral y familiar como en el riesgo de pobreza infantil. Señalan, por ejemplo, que algunos países con algunos de los porcentajes más altos en pobreza infantil, entre los que se encuentra España, tienen la duración más baja de las licencias parentales para el cuidado. El estudio ha sido cuestionado por Parolin y Lancker (2021), abriendo una interesante secuencia de réplicas y contrarréplicas en el *Journal of European Social Policy*. La disputa tiene que ver, al menos en parte, con la metodología y los datos que permiten detectar «efectos Mateos». Parolin y Lancker (2021) defienden en este sentido la necesidad de explotar datos a nivel micro en lugar de datos agregados macro.

En el caso de España, al igual que en otros países del arco mediterráneo, las políticas de cuidado de la primera infancia han estado supeditadas al supuesto ideológico de que la familia constituye el proveedor principal de bienestar en la sociedad (Papadopolous, 1998). A este respecto, la literatura académica enfatiza la importancia de las tradiciones culturales y las normas sociales arraigadas en el catolicismo con respecto a los valores familiares y los roles de género en la configuración de los estados de bienestar del sur (Pfau-Effinger, 1998). Si bien los estados de bienestar conservadores-corporativistas como Alemania y Austria también han merecido la etiqueta familista, la diferencia clave entre los países de Europa central y del sur es que en los prime-

ros el modelo tradicional se ha mantenido a través de políticas familiares y fiscales que facilitaron el papel de las mujeres como cuidadoras en el ámbito privado, mientras que en el último el familismo ha sido en gran parte «sin apoyo» (Keck y Saraceno, 2011), lo que significa un extraño principio de subsidiariedad por el cual la cultura familista es de hecho la justificación para el carácter residual de las políticas de familia (León, 2007; Flaquer, 2000; Valiente, 1996). La fuerte solidaridad intergeneracional en los países del sur de Europa explicaría el infradesarrollo de la política familiar, al mismo tiempo que constituiría su resultado. Esto es, la insuficiencia del apoyo público a la familia en forma de transferencias y/o servicios no se traduce en un aumento de la reivindicación de estas, sino que estas carencias se afrontan en la esfera privada reproduciendo y fortaleciendo el sistema al unísono (Flaquer, 2004).

No obstante, España ha ido convergiendo con Europa en el desarrollo de servicios para la temprana infancia (León y Pavolini, 2014). Sobre todo desde comienzos del 2000, la cobertura pública de 0-3 años se ha incrementado progresivamente, incluso durante los años de austeridad. En 2015, la cobertura por parte del sector público alcanzaba el 18% (de un nivel de partida de 4% en 2003). Como la provisión privada ha crecido a un ritmo similar, el resultado son unas tasas de cobertura que en 2015 superaban el 30% (León *et al.*, 2019).

Sin embargo, a pesar de la mejora en la cobertura de 0-3 años, la provisión pública sigue siendo insuficiente y financiada en parte por los recursos de las familias. De hecho, la formalización de los cuidados para la primera infancia cuenta con una fuerte presencia del sector privado (González, 2004; León y Salido, 2016) y esto se refleja en la diferencia en el acceso en función del nivel de ingresos. En España, el acceso del tercio más pobre de niñas y niños es incluso menor que la media europea

(Save the Children, 2019). Según el nivel formativo de la madre y según los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida 2016, mientras prácticamente la mitad (49,6 %) de niñas y niños de 0-2 años que hacen regularmente uso de cuidados formales tiene madres con estudios superiores, solo el 31,3 % tiene madres con estudios obligatorios o inferiores (Save the Children, 2019: 37). Esta tendencia se repite si observamos el acceso a la educación de 0-3 años según el origen de los progenitores. En España, los hijos de padres de origen migrante extracomunitario acceden 20 puntos porcentuales menos que hijos de padres con nacionalidad española (Save the Children, 2019: 40).

Por otro lado, el crecimiento del modelo de dos sustentadores o dobles ingresos se atribuye a la ayuda de los abuelos/as en el cuidado de la primera infancia (Pfau-Effinger, 2004, 2005; Tobío, 2013). Esto es, ante el limitado apoyo público, serían las redes familiares —la familia extensa— la que sustituiría al Estado (Tobío, 2013). No obstante, sobre esta cuestión cabe apuntar dos elementos. En primer lugar, que los datos de los que se dispone advierten que la participación de las abuelas y abuelos en la atención de la primera infancia en España es inferior a la media europea y a la de los otros países de corte meridional, pero no así su intensidad. Es decir, el cuidado de los más pequeños por parte de los abuelos/as es menos probable pero más intenso (Albertini, Kohli y Vogel, 2007; Hank y Buber, 2009). En segundo término, la investigación más reciente advierte que en los países mediterráneos la organización doméstica del trabajo por clase social no es claramente familiarista en los resultados, al menos para las madres con un elevado nivel educativo (Hook, 2015). En el caso de España, se produce una polarización de las familias alrededor del modelo tradicional del sustentador masculino y del modelo de dobles ingresos, siendo el primero la norma

para las familias con bajo nivel educativo, mientras que el segundo estaría sobrerrepresentado entre los hogares con estudios superiores (Hook, 2015; Sánchez Mira, 2016). De modo que no solo es importante analizar el uso del cuidado formal (y el peso de lo público en el mismo), sino también su relación con el apoyo informal y cómo ambos pueden estar mediados por la posición socioeconómica de las familias. En este sentido, pensamos que la disponibilidad de las abuelas en la socialización del cuidado como rasgo específico del *Latin Rim* debe enmarcarse hoy en un análisis mucho más complejo.

La atención omnipresente de los propios progenitores puede complementarse con el cuidado formal, el cuidado informal (pagado o no pagado) o ambos al mismo tiempo. El cuidado formal hace referencia a la educación preescolar o equivalente y el cuidado en centros organizados o controlados por una estructura pública o privada. En cambio, el cuidado informal es el que se proporciona fuera de esas estructuras ya sea por parte de las abuelas/os u otras redes familiares o por cuidado informal pero no familiar como niñeras o canguros (Eurostat, 2016). La complementariedad entre ambos tipos de cuidado puede observarse por ejemplo cuando son los abuelos quienes acompañan o recogen a los niños en los centros de preescolar supliendo la incompatibilidad entre los horarios de los servicios y los laborales o el coste añadido de hacer uso del servicio educativo de mediodía (representa algo más del 40 % del precio final que deben asumir las familias por la asistencia) (Navarro-Varas, 2019). También puede darse el caso que sean las abuelas el recurso principal de cuidado, pero se haga uso algunas horas al día o a la semana de algún centro en clave de socialización de los niños/as sobre todo cuanto más próxima esté la entrada en la educación infantil de segundo ciclo (a partir de los tres años) o en aras de la propia descongestión

del tiempo de los abuelos/as. En cualquier caso, es importante entender cómo se distribuye este recurso informal en diferentes estratos sociales.

FUENTES DE DATOS Y METODOLOGÍA

Los datos empleados en este artículo proceden de la Encuesta de Condiciones de Vida (en adelante ECV) durante el periodo 2006-2016, cubriendo así un período temporal de una década muy marcada por los vaivenes económicos. Nuestro análisis se centra en el bloque de preguntas que recoge el tipo y el tiempo de cuidado de los niños/as menores de 13 años. Aunque presentan algunas limitaciones (Keck y Saraceno, 2011) son los datos que se utilizan para monitorear los Objetivos de Barcelona de la Estrategia Europea de Empleo del 2002 respecto al cuidado infantil. El ámbito de estudio se limita a España y la unidad de análisis son los infantes de 0 a 2 años.

A partir de estas preguntas se construyen las variables dependientes: el cuidado formal —que alude a la educación preescolar y/o el cuidado en centros organizados o controlados por una estructura pública o privada—, y el cuidado informal —dispensado por abuelos/as u otras personas de la red fuera de cualquier control u organización de esas estructuras y no remunerado— (Eurostat, 2016). En los modelos inferenciales ambas variables se operativizan en términos dicotómicos (uso/no uso), si bien no son excluyentes pudiéndose dar casos en los que se utilizan simultáneamente ambos tipos de cuidado (se explican específicamente en el siguiente apartado).

En términos explicativos, la posición socioeconómica de las familias constituye una variable esencial. En consecuencia, se ha operativizado la clase económica a partir

de cinco categorías de ingresos equivalentes del hogar (Atkinson y Brandolini, 2011; Whelan, Russell y Maître, 2016): clase baja (< 60 % mediana); clase precaria (60 %-75 % mediana); clase media baja (75 %-125 % mediana); clase media alta (125 %-166 % mediana) y clase alta (> 166 % mediana). En paralelo, también se utiliza la relación con la actividad de los progenitores. En la medida que entre las familias de mayor renta están sobrerrepresentados los hogares de dobles ingresos, uno de los retos metodológicos consiste precisamente en observar si el sesgo social observado respecto al modelo de cuidado infantil permanece una vez controlado el empleo materno. Sobre ello se volverá con posterioridad. Por otro lado, el nivel educativo de las madres aspira a ser un proxy de los valores asociados a la maternidad y al cuidado. No obstante, se reconocen las limitaciones del mismo en la medida que además de poder indicar preferencias hacia el cuidado diferenciadas —los niveles educativos más bajos se asocian a valores más tradicionales de la maternidad— también puede recoger oportunidades dispares en el mercado laboral. En todo caso, se operativiza en tres categorías siguiendo la International Standard Classification of Education (ISCED 2011): estudios primarios o inferiores; estudios secundarios posobligatorios y estudios superiores. Como variables adicionales, contemplamos el año de realización de la encuesta —que permite controlar el efecto del ciclo económico sobre el modelo de cuidado, pero también sobre el resto de las variables explicativas—; el tipo de hogar; el número de menores de 13 años en el hogar y la edad de los menores.

En términos metodológicos, hemos llevado a cabo análisis descriptivos y posteriormente hemos ejecutado un modelo de regresión multivariante probit. La utilización de esta técnica inferencial responde a la dificultad, señalada principalmente por la literatura económica, de discernir la preferencia por los distintos tipos de cuidado si no

se tiene en cuenta que la propia decisión de trabajar puede estar mediada previamente por la disponibilidad de estos. En este sentido, la literatura precedente ha señalado que no se trata de una cuestión de fácil respuesta, ni teórica ni empíricamente, en la medida que puede existir un efecto endógeno entre la participación laboral de las madres y la disponibilidad de los diferentes recursos de cuidado (Steiber y Haas, 2012). Desde la sociología, se apuesta por el carácter exógeno. Esto es, que los servicios de cuidado infantil se desarrollaron en gran parte de los países europeos en respuesta a la entrada de las mujeres en el mercado laboral y no al revés, constituyendo el cuidado informal una opción para las madres trabajadoras ante la escasez estructural de oferta (Abrassart y Bonoli, 2015). Desde el ámbito de la econometría se apuesta por una potencial correlación entre las diferentes decisiones laborales y familiares tomadas en un marco de determinantes inobservados comunes. Para este estudio hemos optado finalmente por la aproximación endógena, de acuerdo con los objetivos de esta, pero también a la disponibilidad y naturaleza de los datos. Aunque Heckman llamó la atención sobre este hecho en un artículo pionero (Heckman, 1974), hay pocos estudios empíricos que analicen este efecto (Dimova y Wolff, 2011; Compton y Pollak, 2014; Aassve, Arpino y Goisis, 2012). En el caso de España, recientemente se han realizado estudios sobre esta cuestión tanto por lo que se refiere a la ocupación femenina y a las opciones de cuidado (Legazpe y Davia, 2017) como aplicado a las decisiones familiares en relación a la fecundidad (Legazpe, 2018).

El modelo de regresión multivariante probit consiste en este caso en la operacionalización de 3 variables dependientes dicotómicas de carácter recursivo: 1) progenitora ocupada, 2) uso regular de cuidado formal y 3) uso regular de cuidado informal. La naturaleza recursiva del modelo se sus-

tenta en que en cada una de las ecuaciones se incorporan como factores explicativos las variables dependientes en las otras dos (Legazpe, 2018). La especificación general del modelo es la siguiente:

$$y_{im}^* = \beta_m x_{im} + \varepsilon_{im}, \quad m = 1, 2, 3 \quad (1)$$

$$y_{im} = 1 \text{ si } y_{im}^* = > 0 \text{ y } 0 \text{ en otro caso} \quad (2)$$

y_{i1}^* , y_{i2}^* , y_{i3}^* , son las variables dependientes

donde x_{im} ($m = 1, 2, 3$) son los vectores de las características observables que afectan a las probabilidades estimadas; $\beta_{(m)}$ ($m = 1, 2, 3$) son los vectores de parámetros a estimar y ε_{im} son los términos de error.

La especificación de este modelo trivariante tiene en cuenta la potencial correlación entre la ocupación femenina y el uso de cuidado formal e informal. Es decir, el efecto de endogeneidad entre pares. Si dichas correlaciones son significativas —expresadas en el programa estadístico mediante el estadístico Rho— significa que los estimadores son más eficientes y tienen menos riesgo de sesgo que los que se obtendrían estimando las tres ecuaciones por separado. El signo de las correlaciones estimadas se interpreta en clave de complementariedad (cuando la correlación es positiva) o de sustitución (cuando la correlación es negativa).

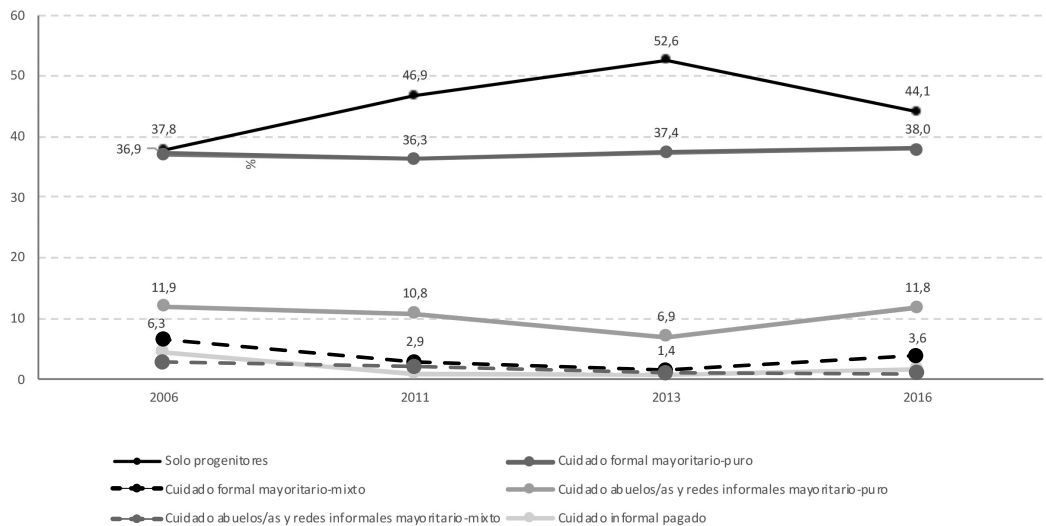
RESULTADOS

Como hemos señalado anteriormente, el cuidado de la primera infancia tiene una naturaleza compleja en la que pueden superponerse diferentes recursos. Para abarcar esa multiplicidad, la tabla 1 distingue entre el cuidado mayoritario puro ya sea de carácter formal o informal y el cuidado mixto. El modelo puro hace referencia a los casos en los que los infantes, además de la atención de los progenitores en ma-

yor o menor medida, hacen uso periódicamente de un solo tipo de cuidado, dígase cuidado formal, cuidado dispensado por abuelos/as o cuidado informal pagado. Los modelos mixtos son aquellos en los que de manera regular se utilizan diferentes tipos de cuidado simultáneamente. Por ejemplo, los casos en los que la asistencia a centros públicos o privados se combina con la ayuda de redes informales permitiendo así una mayor compatibilidad con los horarios laborales de los progenitores y/o a una reducción de los costes económicos asociados a servicios extra como la acogida de mañana o de tarde o el servicio educativo de mediodía. En España, algo más de cuatro de cada diez menores de tres años son cuidados únicamente por los propios

progenitores. En el período temporal analizado se observa además un claro ascenso de la atención parental exclusiva vinculado a los años de recesión económica, constituyendo este el único recurso de cuidado para más de la mitad de niños y niñas en el año 2013. El aumento respecto a la situación precrisis se produce sobre todo a costa del cuidado informal tanto en su variante pura como mixta. En este sentido, tanto el cuidado dispensado por las abuelas/os como el que se canaliza a través de cuidadoras externas a la familia como cancheros o niñeras experimentan un claro retroceso durante la crisis económica. Por el contrario, el cuidado formal puro se mantiene prácticamente en los mismos niveles (alrededor del 37 %).

GRÁFICO 1. Modelo de cuidado según su naturaleza. España, 2006, 2011, 2013 y 2016

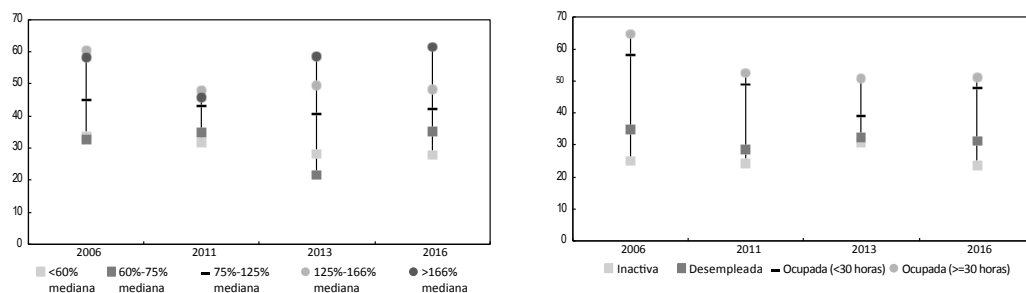


Fuente: Elaboración propia con datos de la ECV (INE), 2006-2016.

Los análisis bivariados apuntan, a su vez, que la distribución social del modelo de cuidado no parece ser atribuible al azar y que los efectos netos de la crisis son explicables en clave socioeconómica (véanse

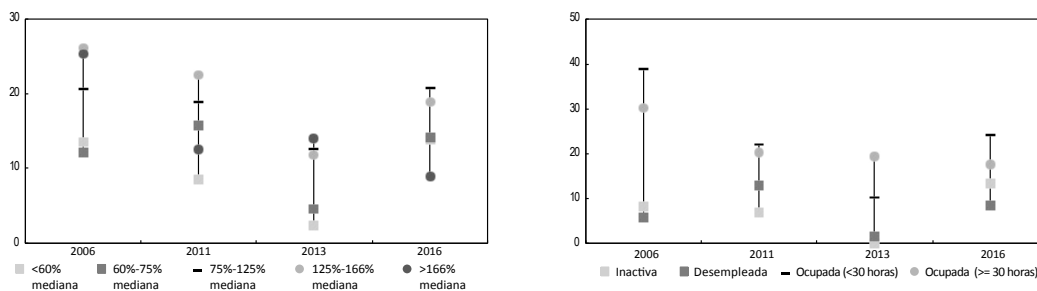
figura 1 y figura 2). Por lo que se refiere al cuidado formal (véase figura 1), se observa un incremento de su uso a medida que también lo hacen los recursos de las familias. No obstante, esta pauta no surge

FIGURA 1. Porcentaje de niños/as 0-2 años que reciben cuidado formal según estratos de renta familiar y relación con la actividad de la progenitora. España, 2006, 2011, 2013 y 2016



Fuente: Elaboración propia con datos de la ECV (INE), 2006-2016.

FIGURA 2. Porcentaje de niños/as 0-2 años que reciben cuidado de abuelos/as según estratos de renta familiar y relación con la actividad de la progenitora. España, 2006, 2011, 2013 y 2016



Fuente: Elaboración propia con datos de la ECV (INE), 2006-2016.

a raíz de la crisis, sino que ya era visible en el contexto previo. Así, mientras que solo uno de cada tres niños/as en riesgo de pobreza en 2006 estaba preescolarizado, para los situados en la parte superior de la distribución el porcentaje ascendía al 60 %. En el contexto posrecesivo, esta tendencia se agudiza debido principalmente al menor uso que hacen los hogares más vulnerables económicamente. En paralelo, el tipo de cuidado de los más pequeños está estrechamente relacionado con la participación laboral de las madres. La mitad de los infantes de madres ocupadas reciben cuidado formal de manera regular —no observándose diferencias significativas en relación a la jornada laboral de las progenitoras—, mientras que en el caso de madres inactivas o desempleadas el porcentaje es substancialmente inferior (23,6 % y 31,4 % respectivamente en el año 2016).

Por otra parte, la prevalencia de la ayuda de abuelas y abuelos ofrece interesantes resultados (véase figura 2). De entrada, no se puede decir, a diferencia del cuidado formal, que su uso sea proporcional a la renta disponible de los hogares. De hecho, la relación «menor renta menor uso» solo pareció comportarse así en el contexto previo a la crisis. Sin embargo, en la actualidad son las familias de clase media baja las que hacen un uso mayor (el 20,8 %) seguidas por las de rentas medias altas. Para los dos estratos inferiores de la distribución, la proporción de niños cuidados por sus abuelos se reduce al 14 %. De igual modo, para los infantes de hogares con mayores recursos económicos, la ayuda de los abuelos no alcanza el 10 %. Por lo que se refiere a la participación laboral de las madres, a pesar de que parece ser el tipo de cuidado más elástico al período recesivo, se cons-

tata un menor uso por parte de las madres desempleadas e inactivas y un mayor uso de las ocupadas, aquí sí mostrando diferenciación en el tipo de jornada laboral, siendo las que trabajan menos de 30 horas semanales las que hacen un mayor uso.

En conclusión, el uso del cuidado formal está estratificado por renta. Este sesgo ya era evidente antes de la crisis económica, aunque la dinámica se agudiza durante los años de recesión. Por el contrario, el cuidado informal está más asociado a la clase media y baja y a los hogares con madres ocupadas a tiempo parcial. Además, su comportamiento a lo largo de la última década se muestra más errático.

En clave inferencial, el modelo de regresión multivariante probit confirma la relación de endogeneidad entre la participación laboral de las madres y la disponibilidad de los diferentes recursos de cuidado. Tanto el uso del cuidado de carácter formal como el de carácter informal no pueden desvincularse del trabajo femenino, es decir, se trata de decisiones complementarias y condicionadas una a la otra. La serie evolutiva (véase tabla 1) muestra además que previamente a la Gran Recesión las correlaciones entre pares —Ocupada y Cuidado formal; Ocupada y Cuidado informal— eran incluso de mayor intensidad que en la actualidad y que en el contexto de crisis se debilitan tornándose decisiones más independientes. Probablemente esto se deba más a la falta real de puestos de trabajo en los años de contracción económica que a la disponibilidad de cuidados de naturaleza formal e informal.

La interdependencia entre el uso de cuidado formal y el cuidado informal es de signo inverso (el valor del Rho es negativo en todo el período), lo que se interpreta como un efecto de sustitución entre ambos tipos de cuidado. Es decir, cuando se hace uso del cuidado formal, se reduce el uso del informal. A pesar de la naturaleza compleja del cuidado, la frecuencia de la opción mixta es relativamente baja. De hecho, los resultados para el año 2006, instante en el que el cuidado de naturaleza mixta alcanzó el valor relativo más alto, muestran que la relación no es estadísticamente significativa por lo que en ese caso se podía haber estimado la ecuación por separado sin cometer ningún sesgo. No obstante, la relación de sustitución no solo se torna más intensa durante la recesión, sino que se estabiliza. El valor del estadístico actualmente, superior al mostrado en la relación entre la participación laboral y el cuidado informal, coincide con los hallazgos de Arpino, Pronzato y Tavares para Italia. En ellos subyace la idea de que el cuidado de abuelas y abuelos es más sustitutivo del cuidado infantil formal que del cuidado parental (Arpino, Pronzato y Tavares, 2014). Por tanto, aquí tienen cabida como factores no observables en el modelo las características de la oferta pública de servicios de educación y cuidado para la temprana infancia —tanto en términos de disponibilidad de plazas como de accesibilidad económica a las mismas—. Como veremos a continuación, el efecto de sustitución no es homogéneo entre grupos sociales.

TABLA 1. *Correlación de los residuos entre las ecuaciones por pares. España, 2006-2016*

	2006	2011	2013	2016	Total
Rho 21 (Trabaja y Cuidado formal)	0,445***	0,368***	0,163*	0,227**	0,324***
Rho 31 (Trabaja y Cuidado informal)	0,518***	0,187*	0,622***	0,270**	0,391***
Rho 32 (Cuidado formal y Cuidado informal)	-0,152	-0,356***	-0,364***	-0,361***	-0,281***

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE), 2006-2016.

TABLA 2. Modelo de regresión probit multivariante. España, 2006-2016

	Trabaja				Cuidado formal				Cuidado abuelos/as y redes informales			
	Coef. B	z	P> z	Efectos marginales	Coef. B	z	P> z	Efectos marginales	Coef. B	z	P> z	Efectos marginales
<i>Año (ref. = 2006)</i>												
2011	0,10	1,15	0,251	0,038	-0,01	-0,16	0,874	-0,005	-0,10	-1,15	0,250	-0,023
2013	-0,04	-0,48	0,632	-0,017	0,02	0,2	0,840	0,007	-0,43	-4,56	0,000	-0,103***
2016	0,35	4,08	0,000	0,137***	0,09	1,09	0,276	0,037	-0,10	-1,04	0,298	-0,024
<i>Nivel educativo madre (ref. = Estudios superiores)</i>												
Estudios primarios o inferiores	-0,35	-4,30	0,000	-0,137***	-0,27	-3,3	0,001	-0,106**	-0,00	-0,03	0,974	-0,001
Estudios secundarios posobligatorios	-0,18	-2,22	0,027	-0,071*	0,04	0,49	0,622	0,016	-0,02	-0,27	0,785	-0,006
<i>Relación con la actividad padre (ref. = Ocupado)</i>												
Desempleado/inactivo	0,09	0,93	0,352	0,035	-0,00	0	0,999	-0,000	-0,34	-2,77	0,006	-0,081**
<i>Estratos de renta (ref. = 75-125% mediana)</i>												
< 60% mediana	-0,98	-10,59	0,000	-0,384***	-0,38	-4,19	0,000	-0,150***	-0,38	-3,63	0,000	-0,091***
60 -75% mediana	-0,65	-5,8	0,000	-0,257***	-0,31	-2,74	0,006	-0,120**	-0,31	-2,45	0,014	-0,073*
125-166% mediana	0,43	4,84	0,000	0,170***	0,26	2,84	0,005	0,101**	0,02	0,16	0,876	0,004
>166% mediana	0,61	6	0,000	0,241***	0,41	4,48	0,000	0,161***	-0,16	-1,62	0,105	-0,038
<i>Tipo de hogar (ref. = Dos adultos con niños/as dependientes)</i>												
Un adulto con niños/as dependientes	0,28	1,31	0,192	0,110	0,33	1,56	0,118	0,128	-0,17	-0,75	0,451	-0,042
Otros hogares con niños/as dependientes	-0,15	-1,25	0,210	-0,061	-0,26	-2,35	0,019	-0,101*	0,02	0,15	0,884	0,004
<i>Número de menores de 13 años en el hogar (ref. = 1)</i>												
2	0,05	0,85	0,397	0,021	0,18	2,73	0,006	0,070**	-0,12	-1,78	0,075	-0,029
3 o más	-0,04	-0,29	0,769	-0,016	0,00	0,03	0,979	0,001	-0,25	-1,65	0,099	-0,060
<i>Edad del niño/a (ref. = 3 años)</i>												
Menor de 1 año	0,07	0,62	0,532	0,029	-2,76	-13,56	0,000	-1,084***	-0,23	-1,51	0,131	-0,055
1 año	-0,17	-2,39	0,017	-0,068*	-1,59	-19,84	0,000	-0,624***	0,14	1,71	0,087	0,032
2 años	0,08	1,18	0,240	0,033	-0,65	-9,03	0,000	-0,254***	0,23	2,82	0,005	0,054**
Constante	0,33	3,38	0,001	0,131**	0,56	5,43	0,000	0,218***	-0,74	-6,65	0,000	-0,175***
Rho 21 (Trabaja & Cuidado formal)	0,324***											
Rho 31 (Trabaja & Cuidado abuelos/as y redes informales)	0,391***											
Rho 32 (Cuidado formal & Cuidado abuelos/as y redes informales)	-0,280***											
Log pseudolikelihood = -6069.2865										Prob > chi2 = 0.0000		
										Wald chi2(57) = 1151.01		
										n (3.759)		

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (INE), 2006-2016.

El modelo que agrupa todo el período temporal de análisis (véase figura 3) muestra, una vez introducidas todas las variables independientes, un efecto positivo del año de realización de la encuesta para con la probabilidad de empleo de las madres en el año 2016 —respecto al año 2006 que se establece como categoría de referencia— y negativo en el uso del cuidado informal en 2013. En ambos casos, se trata de efectos que no están insertos en ninguno de los factores explicativos introducidos en los modelos. Por lo que se refiere al nivel educativo de las progenitoras, se constata la asociación con su participación laboral y con el uso de cuidado de naturaleza formal, pero no con el cuidado proporcionado por la red familiar. En tanto que la categoría de referencia se ha establecido en las que poseen estudios superiores, el efecto es de signo negativo para las que tienen menores costes de oportunidad. En consecuencia, la penalización de la maternidad en términos de empleo es superior y estable en el tiempo. La asociación negativa se traslada también a la asistencia de los infantes a servicios de cuidado formal, si bien con una intensidad ligeramente inferior. En la medida que la participación laboral ya se controla, la persistencia de esta asociación negativa de las madres con menor nivel educativo al cuidado formal podría interpretarse en términos de preferencias asociadas a valores más tradicionales del cuidado y de la maternidad. No obstante, al tratarse de una variable proxy, su capacidad explicativa en estos términos no deja de ser limitada. Por otra parte, la situación de desempleo y/o inactividad de los padres no muestra relación con una mayor presencia de las madres en el mercado de trabajo ni con el cuidado formal, pero sí con un menor uso del cuidado informal. El aumento de las situaciones de desempleo masculinas vinculadas a la situación de crisis solo se asocia a un descenso de la utilización del cuidado proporcionado por las redes familiares que se mantiene constante desde el año 2013. En estos casos, el cuidado de los

abuelos/as parece sustituirse por el cuidado paterno en el hogar. En esta línea, estudios recientes han mostrado un aumento de la implicación paterna en el cuidado de los hijos/as vinculado a las situaciones de desempleo sobreenvidas en el contexto recesivo, que además no es extensible a todos los padres sino especialmente a aquellos con estudios secundarios (Flaquer *et al.*, 2019).

Una vez introducidas en el modelo el resto de variables de control (el tipo de hogar y el número de menores y edad de los mismos), la renta familiar como factor explicativo de las tres variables dependientes estimadas conjuntamente ofrece sólidos hallazgos. El efecto sobre la ocupación materna y el uso del cuidado formal comparte la misma lectura: la probabilidad de ambas decisiones aumenta de manera proporcional a los ingresos. El efecto marginal diferencial entre estratos de renta es más acusado para con la ocupación femenina que para el cuidado formal, pero aún y así es destacado y estadísticamente significativo. Esto expresa que, una vez controlado el efecto endógeno entre ambas decisiones, la renta familiar sigue explicando un uso desigual del cuidado de naturaleza formal. En términos evolutivos, se confirma más sólidamente que las desigualdades respecto al uso de los cuidados de naturaleza formal ya eran previas al contexto de crisis y que a la salida de la misma no han hecho más que agudizarse.

No obstante, el poder adquisitivo de las familias no tiene el mismo efecto en la estimación de los cuidados proporcionados por las redes informales. En este caso, son las rentas medias bajas de la distribución (entre el 75 % y el 125 % de la mediana) las que tienen una mayor probabilidad de uso. No así los estratos inferiores ni la población con mayores recursos económicos, mostrando un efecto marginal asociado de signo negativo. El análisis evolutivo permite afinar más la lectura. En el año 2006, cuando además el uso del cuidado formal y el informal no se entendían como sustitutivos uno de otro de

acuerdo con los resultados de los residuos presentados anteriormente (véase tabla 1), el efecto explicativo de los ingresos familiares seguía la misma pauta que para el cuidado formal. Esto es, mayor probabilidad de uso para los estratos más altos y menor para los inferiores. Pasado el tiempo y asentada la correlación negativa entre ambos tipos de cuidado, constituye una opción especialmente importante para el estrato intermedio de renta, mientras que las rentas altas tienen una probabilidad de uso asociada muy baja. Por tanto, el cuidado proporcionado por los/as abuelos/as constituye un recurso sustitutivo frente al cuidado formal muy focalizado en un segmento de la población, las familias de clase media-baja.

CONCLUSIONES

En este artículo hemos analizado el acceso a los diferentes recursos de cuidado en hogares con niños pequeños. Aportamos un modelo estadístico que permite aislar el efecto de la ocupación femenina en el uso diferencial del cuidado formal e informal. Los datos de los que disponemos, a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida, no nos permiten ir más allá del uso sin controlar otros factores que pueden también condicionar el uso de las distintas modalidades de cuidado como, por ejemplo, la estructura y características de la oferta pública de los servicios.

El análisis muestra que el llamado «efecto Mateo» en el acceso al cuidado formal, es decir, la existencia de un sesgo social a favor de los hogares de más renta, se confirma una vez controlada la ocupación femenina: a mayor renta, mayor uso. Como estudios anteriores en otros países han demostrado con anterioridad, los menores en riesgo de pobreza están claramente infrarrepresentados en la provisión formal de cuidados. Este «efecto Mateo» limita enormemente el potencial igualador de estos servicios a la temprana infancia. La existencia del sesgo en el uso formal de los cuidados es anterior a la crisis de 2008,

pero a partir de esta el fenómeno se agrava indicando problemas de carácter más estructural. Pensamos que es importante constatar esta desigualdad en el acceso a los cuidados formales —fundamentalmente el 0-3 años— por varias razones. España ha pasado de un enfoque asistencialista en la etapa 0-3 a otro educativo y durante las dos últimas décadas se ha apostado claramente por la universalización de esta primera etapa educativa. Sin embargo, debido a la estructura de la oferta, la desigualdad en el acceso, objeto de análisis en este trabajo, indica que estrategias políticas dirigidas exclusivamente a ampliar el servicio, sin introducir mecanismos compensatorios que favorezcan el acceso a los grupos más infrarrepresentados, lejos de alcanzar fines redistributivos, podrán ahondar en el carácter regresivo del servicio. Aunque fuera del alcance de este estudio, la diversidad de oferta en cuanto a tipo de gestión, formas de gobernanza y coordinación, precio, recursos humanos y de infraestructura hace que este tramo de educación infantil sea difícilmente equiparable al tramo 3-6 años, cuya universalidad y gratuidad garantizan una igualdad de oportunidades de partida.

Por otra parte, el hecho de que el cuidado informal constituya un recurso de cuidado para un porcentaje relativamente bajo de la población española —inferior al 15%—, y principalmente empleado por las familias de clase media baja, cuestiona que en España el modelo de dos sustentadores o dobles ingresos se sustente en la solidaridad intergeneracional (Pfau-Effinger, 2004, 2005; Tobío, 2013). Más bien apunta que esta ha quedado reservada para aquellas familias cuyos recursos económicos no son suficientes para acceder y costear los servicios formales de cuidado, ni los privados ni tampoco los de carácter público. Por lo tanto, la familia extensa como sustituta del Estado únicamente sería válida para un sector de población a quien no ha favorecido la expansión de los servicios de atención de la primera infancia de los últimos veinte años.

BIBLIOGRAFÍA

- Aassve, Arnstein; Arpino, Bruno y Goisis, Alice (2012). «Grandparenting and Mothers' Labour Force Participation: A Comparative Analysis Using the Generations and Gender Survey». *Demographic Research*, 27: 53-84. doi: 10.4054/DemRes.2012.27.3
- Abrassart, Aurélien y Bonoli, Giuliano (2015). «Availability, Cost or Culture? Obstacles to Child-care Services for Low-Income Families». *Journal of Social Policy*, 44(04): 787-806. doi: 10.1017/S0047279415000288
- Albertini, Marco; Kohli, Martin y Vogel, Claudia (2007). «Intergenerational Transfers of Time and Money in European Families: Common Patterns Different Regimes?». *Journal of European Social Policy*, 17(4): 319-334. doi: 10.1177/0958928707081068
- Arpino, Bruno; Pronzato, Chiara D. y Tavares, Lara P. (2014). «The Effect of Grandparental Support on Mothers' Labour Market Participation: An Instrumental Variable Approach». *European Journal of Population*, 30(4): 369-390. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/24571422>
- Atkinson, Anthony y Brandolini, Andrea (2011). *On the Identification of the Middle Class*. ECINEQ WP 2011-217. doi: 10.11126/stanford/9780804778244.003.0003
- Banco de España (2017). *Encuesta Financiera de las Familias (EFF) 2014: métodos, resultados y cambios desde 2011*. Madrid: Banco de España.
- Cantillon, Bea y Lancker, Wim van (2013). «Three Shortcomings of the Social Investment Perspective». *Social Policy and Society*, 12(4): 553-564. doi: 10.1017/S1474746413000080
- Cappellari, Lorenzo y Jenkins, Stephen P. (2003). «Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood». *The Stata Journal*, 3: 278-294. doi: 10.1177/1536867X0300300305
- Compton, Janice y Pollak, Robert A. (2014). «Family Proximity, Childcare, and Women's Labor Force Attachment». *Journal of Urban Economics*, 79: 72-90. doi: 10.1016/j.jue.2013.03.007
- Eurostat (2016). *Childcare Arrangements (ilc_ca). Reference Metadata in Euro*. Disponible en: https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/ilc_ca_esms.htm, acceso 15 de octubre de 2018.
- Dimova, Ralitzya y Wolff, François-Charles (2011). «Do Downward Private Transfers Enhance Maternal Labor Supply? Evidence from around Europe». *Journal of Population Economics*, 24(3): 911-933. doi: 10.1007/s00148-010-0305-0
- Flaquer, Lluís (2000). *Las políticas familiares en una perspectiva comparada*. Barcelona: Fundación La Caixa.
- Flaquer, Lluís (2004). «La articulación entre familia y el estado de bienestar en los países de la Europa del sur». *Papers*, 73: 27-58. doi: 10.5565/rev/papers/v73n0.1105
- Flaquer, Lluís; Navarro-Varas, Lara; Antón-Alonso, Fernando; Ruiz-Forès, Núria y Cónsola, Albert (2019). «La implicación paterna en el cuidado de los hijos en España antes y durante la recesión económica». *Revista Española de Sociología*, 28(2): 249-268. doi: 10.22325/fes/res.2018.61
- González, María J. (2004). La escolarización de la primera infancia en España: desequilibrios territoriales y socioeconómicos y acceso a los servicios. En: V. Navarro (ed.). *El estado de bienestar en España*, (pp. 365-398). Madrid: Tecnos.
- Hank, Karsten y Buber, Isabella (2009). «Grandparents Caring for their Grandchildren: Findings From the 2004 Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe». *Journal of Family Issues*, 30(1): 53-73. doi: 10.1177/0192513X08322627
- Heckman, James J. (1974). «Effects of Child-Care Programs on Women's Work Effort». *Journal of Political Economy*, 82(2): 136-169.
- Hemmerijck, Anton (ed.) (2017). *The Uses of Social Investment*. Oxford: Oxford University Press.
- Hook, Jennifer L. (2015). «Incorporating "Class" into Work-Family Arrangements: Insights from and for Three Worlds». *Journal of European Social Policy*, 25(1): 14-31. doi: 10.1177/0958928714556968
- Keck, Wolfgang y Saraceno, Chiara (2011). «Comparative Childcare Statistics in Europe. Conceptual and Methodological Fallacies». *Carlo Alberto Notebook*, 229.
- Lancker, Wim van y Ghysels, Joris (2016). «Explaining Patterns of Inequality in Childcare Service Use across 31 Developed Economies: A Welfare State Perspective». *International Journal of Comparative Sociology*, 57(5): 310-337. doi: 10.1177/002071521667425
- Legazpe, Nuria (2018). «Diferencias y similitudes en las decisiones laborales y familiares de las mujeres en España y Portugal». *Revista Internacional de Sociología*, 76(2): e097. doi: 10.3989/ris.2018.76.2.16.01220
- Legazpe, Nuria y Davia, María A. (2017). «Oferta laboral y demanda de cuidados infantiles en los hogares españoles». *Revista de Economía Laboral*, 14(2): 33-65.
- León, Margarita (2007). Speeding up or Holding back? Institutional Factors in the Development of Child-care Provision in Spain. *European Societies*, 9(3): 315-337.
- León, Margarita (2017). Social Investment and Childcare Expansion. A Perfect Match? En: A. Hemerijck (ed.). *The Uses of Social Investment*. Oxford: Oxford University Press. doi: 10.1080/14616690701314234

- León, Margarita y Pavolini, Emmanuele (2014). «Social Investment or back to Familialism? The Impact of the Economic Crisis on Family Policies in Southern Europe». *South European Society and Politics*, 19(3): 353-369.
- León, Margarita y Salido, Olga (2016). Las políticas de protección a las familias en perspectiva comparada: divergencias nacionales frente a desafíos compartidos. En: E. del Pino y M. J. Rubio Lara (dirs.). *Los estados de bienestar en la encrucijada. Políticas sociales en perspectiva comparada* (2.ª ed.). Madrid: Editorial Tecnos. doi: 10.1080/13608746.2014.948603
- León, Margarita; Ranci, C.; Sabatinelli, S., e Ibáñez, Z. (2019). Tensions between Quantity and Quality in Social Investment Agendas: Working Conditions of ECEC Teaching Staff in Italy and Spain. *Journal of European Social Policy*, 29(4): 564-576. doi: 10.1177/0958928718808401
- Morel, Nathalie; Palier, Bruno y Palme, Joakim (2011). *Towards a Social Investment Welfare State? Ideas, Policies and Challenges*. Bristol: Policy Press.
- Navarro-Varas, Lara (2019). *El cuidado de la primera infancia. Desigualdades sociales y territoriales en la metrópolis de Barcelona*. Barcelona: Universitat Autònoma de Barcelona. [Lluís Flaquer Vilardebó y Sebastià Sarasa Urdiola directores de la tesis doctoral no publicada].
- OECD (2011). *Doing Better for Families*. Paris: OECD.
- Papadopoulos, Theodoros N. (1998). Greek Family Policy from a Comparative Perspective. En: E. Drew, R. Emerek y E. Mahon (eds.). *Women, Work and the Family in Europe*. London y New York: Routledge.
- Parolin, Zachary y Lancker, Wim van (2021). «What a Social Investment “Litmus Test” Must Address: A Response to Plavgo and Hemerijck». *Journal of European Social Policy*, 31(3): 297-308. doi: 10.1177/09589287211012974
- Pavolini, Emmanuele y Lancker, Wim van (2018). «The Matthew Effect in Childcare Use: A Matter of Policies or Preferences?». *Journal of European Public Policy*, 25(6): 878-893.
- Pfau-Effinger, Birgit (1998). «Gender Cultures and the Gender Arrangement – A Theoretical Framework for Cross-National Comparisons on Gender». *The European Journal of Social Sciences*, 11(2): 147-166. doi: 10.1080/13501763.2017.1401108
- Pfau-Effinger, Birgit (2004). «Socio-Historical Paths of the Male Breadwinner Model - An Explanation of Cross-National Differences». *British Journal of Sociology*, 55(3): 377-399. doi: 10.1080/13511610.1998.9968559
- Pfau-Effinger, Birgit (2005). «Welfare State Policies and the Development of Care Arrangements». *European Societies*, 7(2): 321-347. doi: 10.1111/j.1468-4446.2004.00025.x
- Plavgo, Ilze y Hemerijck, Anton (2021). «The Social Investment Litmus Test: Family Formation, Employment and Poverty». *Journal of European Social Policy*, 31(3): 282-296. doi: 10.1080/14616690500083592
- Sánchez-Mira, Nuria (2016). *La división social y sexual del trabajo en transformación. Un análisis de clase en un contexto de crisis*. Miguélez Lobo, Fausto y Verd Pericás, Joan M. (dirs.), Barcelona: Universitat Autònoma de Barcelona. [Tesis doctoral]. doi: 10.1177/0958928720950627
- Saraceno, Chiara (2015). «A Critical Look to the Social Investment Approach from a Gender Perspective». *Social Politics: International Studies in Gender, State and Society*, 22(2): 257-269. doi: 10.1093/sp/jxv008
- Saraceno, Chiara y Keck, Wolfgang (2010). «Can We Identify Intergenerational Policy Regimes in Europe?». *European Societies*, 12(5): 675-696.
- Save the Children (2019). *Donde todo empieza*. Madrid: Save the Children España. doi: 10.1080/14616696.2010.483006
- Steiber, Nadia y Haas, Barbara (2012). «State of the Art. Advances in Explaining Women’s Employment Patterns». *Socio-Economic Review*, 10(2): 343-367.
- Tobío Soler, Constanza (2013). «Estado y familia en el cuidado de las personas: Sustitución o complemento». *Cuadernos de Relaciones Laborales*, 31(1): 17-38. doi: 10.1093/ser/mwr039
- Valiente, Celia (1996). Family obligations in Spain. En: J. Millar y A. Warman (eds.). *Family Obligations in Europe*. London: Family Policy Studies Centre. doi: 10.5209/rev_CRLA.2013.v31.n1.41623
- Whelan, Christopher T.; Russell, Helen y Maître, Bertrand (2016). «Economic Stress and the Great Recession in Ireland: Polarization, Individualization or “Middle Class Squeeze”?». *Social Indicators Research*, 126(2): 503-526. doi: 10.1007/s11205-015-0905-x

RECEPCIÓN: 18/09/2021

REVISIÓN: 15/12/2021

APROBACIÓN: 25/02/2022