

Do Regional Policies Influence the Use of Parental Leave?

¿Influyen las políticas autonómicas en la utilización de la excedencia por cuidado de hijos?

Irene Lapuerta

Key words

Leave of Absence
• Family Policy • Public Policy • Gender Inequality • Autonomous Communities

Palabras clave

Excedencia • Política familiar • Política pública • Desigualdad de género • Comunidades Autónomas

Abstract

This article analyses the impact of the policies implemented by five Autonomous Communities —Navarre, Castile and Leon, the Basque Country, Castile-La Mancha and La Rioja— on parental leave use. The research adopts a quasi experimental design, which is known in public policy evaluation as difference-in-difference. The analysis is based on a subsample which stems from the «Muestra Continua de Vidas Laborales» (wave 2006), and is comprised of 94,493 people who were entitled to parental leave in the 1996-2006 period. The results show a positive effect of Navarre and Castile and Leon's policies and confirm the relevance of benefit levels versus other design characteristics. However, none of these policies have an effect on men's use of parental leave, even in the case of those Autonomous Communities that have implemented positive discrimination measures.

Resumen

Este artículo analiza el impacto de las políticas implementadas por cinco Comunidades Autónomas —Navarra, Castilla y León, País Vasco, Castilla-La Mancha y La Rioja— en la utilización de la excedencia por cuidado de hijos. Para ello, se plantea un diseño de investigación cuasi experimental, conocido con el nombre de «dobles diferencias» (*difference-in-difference*). La investigación está basada en una submuestra extraída de la Muestra Continua de Vidas Laborales (año 2006), compuesta por 94.493 personas que eran titulares del derecho a la excedencia en el periodo 1996-2006. Los resultados reflejan un efecto positivo de las medidas implementadas por Navarra y Castilla y León y confirman la relevancia de la cuantía económica frente a otras características en su diseño. Sin embargo, ninguna de las políticas tiene incidencia en el uso de la excedencia por parte de los hombres, incluso en el caso de aquellas Comunidades que han establecido discriminaciones positivas en su diseño.

INTRODUCTION¹

Spanish labour legislation provides that employed working parents have the right to a

leave of absence for the care of their children up to the age of three. A right which entails that the same position of employment should be held in reserve for a maximum of one year

¹ The author wishes to thank the Ministry of Science and Innovation (R+D National Plan, project CSO2010-17811/SOC1) and The Women's Institute (project IM 43/09) for

the funding to carry out this study as well as the comments by María José González (UPF), Berkay Özcan (LSE) and Libertad González (UPF).

Irene Lapuerta: Universidad Pública de Navarra | irene.lapuerta@unavarra.es

and social security contributions to the National Social Security System be maintained for two years, but no compensation of an economic kind is provided. For this reason, since 2000 a number of Autonomous Communities have developed complementary measures aimed at mitigating the loss of income that the exercise of this right involves and thus incentivise its use. This is the case of Navarre, Castile and Leon, the Basque Country, Castile-La Mancha and La Rioja, which in 2011 and under various conditions, offered fixed sums of monetary assistance.

The objective of this article is to analyse the effect of these regional policies on the use of parental leave. Previous research has demonstrated that the factors which explain its use in Spain are related to strongly established labour terms (stable contracts, full-time employment and greater length of service in the company), a high level of human resources (higher levels of education and tax bands), greater protection in the work place, as in the case of companies with a high number of workers or civil servants, and clear gender inequality (Lapuerta *et al.*, 2009; Escobedo, 2008). Nevertheless, very few studies have put the focus of attention on regional differences, omitting, in consequence, a fundamental part of the Spanish institutional context in the area of social policy and, by extension, family policy.

In fact, under the same regulatory framework of the right to parental leave, the Autonomous Communities mentioned above have implemented economic assistance that varies in very different aspects such as: the criteria for providing benefits (universal vs. special allowances), the sums provided (from 200 to 603 euros per month in 2008), the eligibility requirements, the management of allowances, or in matters regarding, for example, to the time limit for applying or forms of payment. But, what is their real impact? Are they an incentive to taking a leave of absence to look after children? And in such cases, to what extent do the differences

in the design of these measures explain the variations in their use?

Spain is, moreover, an interesting case of study for two fundamental reasons. Firstly, the majority of the literature in this area has concentrated on the analysis of the Nordic and Central European countries that are, the very ones who implemented more generous systems of parental leave (Pylkkänen and Smith, 2004; Lappegard, 2008). However, to a large extent we do not know the effects of their design in the countries of Southern Europe, which are characterized by low fertility rates and low levels of employment among mothers with small children. A gap which is especially relevant taking into account that this instrument could present enormous potential in ensuring gender equality (Duvander *et al.*, 2005; Haas and Hwang, 2005), social equality (Esping-Andersen, 2004) and finally, although no less important, the well-being and development of the child (Waldfoegel, 2002; Tanaka, 2005).

Secondly, and from a methodology point of view, Spain constitutes an ideal scenario for the development of a quasi-experimental research design in which, through the establishment of a treatment group and a control group, we compare the change in the average use of parental leave between the two groups. This approach is known in public policy evaluation by the name *difference-in-differences*. This strategy of evaluation eliminates the problem of endogeneity present in the majority of analyses on parental leaves of absence, in which it is difficult to clarify if variables not observed by the researcher that influence the use of parental leave are correlated with the changes in the configuration of these rights (Nyberg, 2000; Ellingsæter, 2009). This occurs, for example, when modifying the regulation of parental leave is the response to an increase in the use of these resources and not the opposite. A cause-effect relationship is still more difficult to determine in the analyses compared, due to the enormous differences in the institutional and

cultural context of each country. The establishment of a control group, whose behaviour is going to be affected in the same way and by the same variables except for the implementation of policy, solves this problem. The case of Spain and, in particular its own regional map, facilitates the configuration of the treatment and control groups and, consequently, to determine which combination of characteristics in the design of these policies encourages the use of parental leave.

Thus, this research is based on the 2006 Continuous Work History Sample (Muestra Continua de Vidas Laborales, MCVL), that contains information from three administrative registers: the Social Security, the Agencia Tributaria (the Spanish tax authorities), and the Municipal Register. Through the MCVL a subsample has been taken of 94,493 people who share a double characteristic. Firstly, they are mothers and fathers of at least one child born in the period object of analysis in this article which includes the years between 1996 and 2006. Secondly, they were employed workers at the time of the birth of the child and, therefore, were entitled to parental leave. Of these, 4.2% benefited from one or more parental leaves.

This article has been structured in five sections. In section two the development of the regulation of the right to a leave of absence for the care of children in Spain and the implementation of the complementary measures in the Autonomous Communities is presented. In section three a review of the literature is carried out regarding the characteristics of the design of parental leaves which incentivise their use and the working hypothesis. In section four the data and the evaluation strategy which forms the basis of this study are explained. Section five includes the results of the analysis. Finally, the article concludes with some brief conclusions and a general reflection on the design of the leave of absence for care of children in Spain.

THE REGULATION OF PARENTAL LEAVE IN SPAIN

Article 46.3 of the Statute of Workers' Rights establishes the right of a leave of absence for the care of children by recognising that workers can be absent from their position of employment to look after each child until the child reaches three years old. This parental leave is understood, therefore, as an individual right, complementary to maternity and paternity leave, and which involves a compulsory temporary suspension of the employment contract. This last characteristic means, on the one hand, the exclusion of the self-employed, as entitlement is based on the existence of a contractual relationship between an employee and an employer which in the case of this group does not apply. On the other hand, its legal consideration as «compulsory» leave shows the recognition on the part of the legislator of the public interest in the duty undertaken during the interruption of employment: the attention and care of children. In consequence, a series of employment guarantees are regulated that cover this period and which can be expanded in the context of collective bargaining.

Among those of note are: firstly, the same position of employment is reserved in the first year of parental leave (two years in the case of employees in the public sector), after this period the employee is given a position of a similar category; secondly, the whole parental leave period counts towards the calculation of the length of service, which affects, for example, the process for salary increases or when economic compensation is determined in the case of dismissal; and finally, the Social Security system pays the contributions of the employee relating to retirement benefits, permanent incapacity, death and survivor benefits, and maternity and paternity benefits during the first two years of parental leave².

² Excluded is the protection for the contingencies of unemployment and temporary incapacity.

TABLE 1. *Main characteristics of the right to leave of absence for care of children in successive reforms, Spain 1980-2007*

Reforms	Entitlement of right	Employment guarantees		
		Length of service	Employment position held in reserve	Social Security contributions
1980 ⁽¹⁾	Family	No	No	No
1989 ⁽²⁾	Family	1 years	1 year	No
1995 ⁽³⁾	Family	3 years	1 year	1 year
1999 ⁽⁴⁾	Individual	3 years	1 year	1 year
2007 ⁽⁵⁾	Individual	3 years	1 year	2 years

(1) Law 8/1980, of 10 March, Statute of Workers' Rights.

(2) Law 3/1989, of 3 March, maternity leave extended to 16 weeks and measures established to support equality of treatment of women in the workplace.

(3) Law 4/1995, of 23 March, regulation of parental and maternity leave.

(4) Law 39/1999, of 5 November, reconciliation of work and family life.

(5) Organic Law 3/2007, of 22 March, for the effective equality of men and women.

Source: Prepared by author.

But contrary to what occurs with maternity and paternity leave in which 100% of the salary contribution base is recognized, in the case of parental leave, no compensation of an economic kind is involved.

The current regulatory framework of the right to parental leave presented above has undergone important modifications since the beginning of the democratic period. Table 1 shows the main variations of the criteria mentioned previously which were introduced by successive reforms in the period 1980-2007. Indeed, the original wording in 1980 of the Statute of Workers' Rights already envisaged this right. Nevertheless, entitlement belonged to the family and did not provide for any employment protection, which remained limited to collective bargaining.

The main features of this right are defined by «Ley 4/1995, de regulación del permiso parental y por maternidad» (Law 4/1995, regulating parental and maternity leave), when the Social Security system took on employee contributions during the first year and

extended the calculation of the length of service to the total period of parental leave. Hence the selection of the years between 1996 and 2006 as the period object of analysis, given that the design of parental leave remains practically unchanged. The exception is established by «Ley 39/1999 de conciliación de la vida familiar y laboral (Law 39/1999, of the reconciliation of family life and work) which individualised entitlement to the right. Nevertheless, the practical implications of this reform were hugely limited due to the fact that 96% of the people who enjoyed parental leave were women (Lapuerta *et al*, 2009).

Parental leave in Spain is characterised, consequently, by being a resource which is very generous in time, but having limited protection in economic terms. For this reason, since 2000, some Autonomous Communities have developed complementary measures which establish allowances of a fixed amount with the objective of incentivising the use of this resource. This is the case in Navarre (which introduced benefits in 2000), Castile

and Leon (2001), the Basque Country (2002) Castile-La Mancha (2002) and La Rioja (2003)³. Table 2 shows the principal characteristics of these benefits⁴.

Navarre gives a monthly allowance of 400 euros to those parents that decide to avail of a leave of absence for the care of their second and successive children (or the first if the child has a level of disability of 25% or more). The assistance is given until the child is one year old, in the case of the second child, or up to three years old, in the case of the third and successive children. Castile and Leon, for its part, offers the annual equivalent of the Public Indicator of Multiple Effect Income (IPREM), which in 2006 amounted to 6,707 euros. However, entitlement is limited to family units which do not have a net annual income of more than 37,500 euros and requires a parental leave period of one year. La Rioja also follows these criteria, fixing the income threshold at 30,000 euros and with a duration which may be between one and three years, but the amount is considerable lower (210 euros a month).

Only the Basque Country recognises an allowance of a general nature and which applies from the first child, compensating women with 200 euros a month and 250 euros for men. Castile-La Mancha deserves special mention, as its allowance is directed exclusively at men. It makes a single payment of 900 euros to those parents that avail of parental leave for one month, but this is dependent on the father himself also taking two

weeks from the maternity leave period⁵. Equally, it is worth pointing out that benefit is by family entitlement in Navarre, Castile and Leon and La Rioja, which means that the concession of the right is linked to both parents being employed and only one of them enjoying parental leave. In the case of the two latter Autonomous Communities, the allowance is given only once per family and child. All, moreover, require the person to be listed in a Municipal Register within the region for a minimum period which ranges from six months in Castile and Leon and La Rioja to up to two years in Navarre and Castile-La Mancha. In the case of Navarre this requirement is extended to all members of the family unit.

But, together with these characteristics which define the conditions of eligibility of the various benefits, it is necessary to keep in mind another criterion which affects their protective capacity: the manner in which payments are made. Thus, Navarre is the only Autonomous Community which implements a system of monthly payments, while the Basque Country establishes two payment instalments, granting half the total amount when the application is approved and the remaining half once the parental leave has been completed. Castile-Leon and La Rioja link the payment to completion of the parental leave.

The result of this situation is a utilization rate of parental leave that, in 2006, and according to calculations from the Continuous Work History Sample, ranges from 18.9% in Castile and Leon, the Autonomous Community that presents the highest percentage, to 2.4% in Galicia, with the lowest percentage. The average for Spain is 7.3%⁶. But, to what

³ The Balearic Islands and Murcia also initiated economic benefits in June 2008. Both cases are excluded from this present study as their implementation was after the period object of analysis in this work (1996-2006). The allowance for parental leave in the Balearic Islands was, moreover, abolished in 2010.

⁴ In 2007 the Basque Country as well as Castile-La Mancha reformulated their benefits. Therefore, the description which we provide here makes reference to the benefits situation in 2006. It should be indicated that none have had modifications in their design in the period which is object of analysis in this article.

⁵ Maternity leave has a duration, in general terms, of 16 weeks, of which 6 must be taken by the mother after birth. The remaining 10 weeks can be transferred to the father, as long as there is no risk to the health of the mother.

⁶ The utilization rates in the Autonomous Communities which are the object of this study are from 2006: 15.3%

TABLE 2. *Main characteristics of regional allowances for parental leave, 2006*

	Entitlement of right	Amount	Duration of allowances	Income limit
NAVARRRE	Family, beginning with second child	400.46 euros per month	3 months minimum and until the child is 1 year old in the case of the second, and until 3 years old with the third and successive child	No
CASTILE AND LEÓN	Family	560 euros per month and 700 Euros for single-parent families	1 year	37,500 Euros net family income
THE BASQUE COUNTRY	Individual	Women: 200 euros per month Men: 250 euros per month	From 1 day to 3 years	No
CASTILE-LA MANCHA	Men	900 euros in one single payment	1 month	No
LA RIOJA	Family	210 euros per month	From 1 to 3 years	30,000 Euros net family income

Source: Prepared by author.

extent is this variation produced by regional policies? To answer this question, in the next section we review the characteristics of the design of these parental leaves which, according to the literature, incentivise their use.

CHARACTERISTICS OF THE DESIGN OF PARENTAL LEAVE WHICH INCENTIVISE ITS USE: EMPIRICAL EVIDENCE AND WORKING HYPOTHESIS

Despite the generalised development of parental leave in the majority of industrialised countries, the comparative studies reflect enormous

in Navarre, 18.9% in Castile and León, 10.2% in the Basque Country, 5.3% in Castile-La Mancha and, lastly, 13.3% in La Rioja. The rate represents the percentage of persons (mothers and fathers) that were employed at the time of the birth of their child in 2006 and who enjoyed parental leave in the same year.

differences in the characteristics of these resources and, consequently, in the way in which they are used (Deven and Moss, 2002; Math and Meilland, 2004; Fagan and Hebson, 2004; Moss, 2010). While in the United Kingdom hardly 11% of mothers enjoy parental leave and more than half of these for less than a week (Moss, 2010), practically all the mothers in Sweden take parental leave, the average duration being 16 months (Bygren and Duvander, 2006). The differences are yet more accentuated if we take into account the gender of those who take parental leave. In countries such as Norway or Finland 100% of working mothers enjoy a period of parental leave, against 69% and 54% respectively of working fathers. These percentages are 40% of mothers and 9% of fathers in the case of the Netherlands and 33% and 3% respectively for Denmark (Bruning and Plantenga, 1999).

In recent years extensive literature has been developed which attempts to determine

the causes which explain these differences. Some of the research has focused attention on the characteristics of the household and, in particular, of the couple (Bygren and Duvander, 2006; Lappergard, 2008). A second group has indicated the importance of the employment context and, specifically, the characteristics of the job position and work environment where it is carried out. From this perspective, the possibility of the substitution of the employee, their level of responsibility, the requirement to be physically present at work in the company or the level of masculinisation of the staff are factors to bear in mind (Brandth and Kavande, 2001, 2002; Lapuerta *et al.*, 2011). Others, on the other hand, highlight the importance of the preferences of the employees themselves (Hakim, 2000, 2003) and the cultural context (Pfau-Effinger, 2005), understanding cultural as the prevailing gender values in a society. However, the majority of research coincides in indicating the importance of the design of the system of parental leave, emphasising the criteria of entitlement to these resources and the benefits associated with them (Moss and Deven, 1999; Gornick and Meyers, 2003; Anxo *et al.*, 2007; Ray *et al.*, 2010) ⁷.

In this way, the *configuration of parental leave* as a universal right or, on the contrary, addressed to cover the specific necessities of a part of the population would be the first defining sign of its design. The studies suggest that the first of these characteristics favours the use of parental leave. There are two mechanisms that act in a positive way in this sense. In the first place, the configuration of universal rights simplifies the channels of information, making citizens more conscious of their rights as parents and employees and,

consequently, facilitating their subsequent use (Behrendt, 2000; Moss, 2010). To be aware of the existence of a right is, therefore, the prior requirement to be able to exercise it. A premise that, although a priori, might appear trivial, is not so in the case of parental leave, due to its voluntary and complementary nature to other basic rights (in this case, maternity and paternity leave). Fox *et al.* (2009), for example, reveals that based on data from the Eurobarometer 59.1, in 2003, the levels of awareness of the right to parental leave were very different among men resident in the EU-15 countries. While 97% of Swedes and 83% of the Dutch were aware of its existence, the number did not exceed 60% in Ireland, Portugal and Spain. The information channels and awareness of parental leave can, moreover, become difficult in those contexts in which various administrative levels are involved in its regulation. This is the case of Spain in which to the already fragmented configuration of the right to parental leave, at state level⁸, there are in addition the regulations of the Autonomous Communities and special features introduced in collective bargaining through company agreements (Miguélez *et al.*, 2007; Escobedo, 2008; Lapuerta *et al.*, 2009).

Secondly, the rights of a universal nature neutralise, to a great extent, the stigmatisation that is connected with their use. It is a problem that can arise when entitlement and eligibility to a right is linked to particular sectors of the population that share specific characteristics. In the case of parental leave, researchers show that this stigmatising effect constitutes one of the greatest preoccupations of mothers and especially fathers, as they consider that its use could be interpreted

⁷ See the work of Lapuerta (2012) for an exhaustive review of the factors indicated. Given that the objective of this article is to evaluate the impact of five regional policies on parental leave, here the characteristics of the design of these policies which incentivise its use are gone into in depth.

⁸ As we have explained in the previous section, only employees are entitled to parental leave in Spain. To this special feature, is added the protection of the position of employment for the first two years for workers in the public sector, compared to the general norm of one year which is enjoyed by the remainder of workers.

ted by the employer as a lack of commitment to the job (Anxo *et al.* 2007; Whitehouse *et al.*, 2007; Fox *et al.*, 2009). A very visible fear in those parents that wish to continue their career after the birth of their children and that work in very masculinised companies or that require a high level of dedication and physical presence in the workplace (Brandth and Kavande, 2001; Bygren and Duvander, 2006). Brandth and Kavande (2002), for example, affirm that Norwegian parents who work in companies which require overtime to be worked on a habitual basis use parental leave to a lesser extent and, when they do use it, they do so for a shorter period of time. Lapuerta *et al.* (2011) shows that in the case of Spain, parental leave is used more and for a longer period when the number of employees in the company is higher, due to the greater protection which workers enjoy, protected by organised union representation and the particular collective bargaining agreements of the company. Therefore, as periods of parental leave become considered as a universal right and perceived as just another stage in the life of employees—men and women—the stigmatisation will reduce and, as a result, the pressures from the workplace and the possible penalisation related with their enjoyment.

Together with the configuration of parental leave, the second characteristic to keep in mind in the design of these resources is *Entitlement* (Bruning and Plantenga, 1999; De Henau, 2008; Moss, 2010). This can belong to the family, when eligibility is linked to the circumstances of both parents and only one of them can enjoy the parental leave, or individual, if both can avail of it. In this sense, the studies show that leave designed as an individual right or with family entitlement, but that introduces an element of obligation for both parents, incentivises its use, especially in the case of men. This last design corresponds, for example, to the non-transferable quotas introduced in Sweden, Norway and Germany that impose an obligatory period of enjoyment for the father that, in the event that it is

not used, reduces the maximum duration of the period of the leave (Deven and Moss, 2002; O'Brien *et al.*, 2007; Reich, 2010). As has been underlined by some authors, both designs counteract the position of disadvantage from which, generally, women start with when negotiating which member of the couple enjoys the parental leave, introducing explicit norms and incentives which influence the behaviour of both parents (Brandth and Kavande, 2002; Fox *et al.*, 2009; Kamerman and Moss, 2011). Consequently, it is about recognising the right of men, and not just women, to be childminders. Something to which the family entitlement schemes, mostly used by women, do not contribute to (O'Brien, 2004; Brandth and Kavande, 2009).

The third characteristic determining the design of these resources is the *economic remuneration* associated with them. Thus, the greater the amount, the more the resource will be used. For example, some countries offer a fixed percentage of salary compensation, while others provide benefits of a fixed amount (Math and Meiland, 2004; Ray *et al.*, 2010). Among the first we find the Nordic countries and Germany⁹, with percentages of salary substitution exceeding 66%. These are, precisely, the countries that show the highest rates of use (Moss, 2010). On the other hand, Ireland, Greece and the United Kingdom do not offer economic compensation for situations of parental leave, although their enjoyment involves a series of employment guarantees. The latter is also the case in Spain, with the exception of the benefits provided by the Autonomous Communities which are the object of this study. Therefore, the research verifies that where the economic amounts are very reduced or non-existent,

⁹ In 2007 Germany modified its system of parental leave, changing from offering a fixed economic amount, subject to verification of income, to a percentage of salary substitution amounting to 67%, restricted to a minimum and maximum limit. For more information see Spiess and Wrohlich (2008) and Reich (2010).

the use of these resources is very low and, more so, in the case of men (Han and Waldfoegel, 2003; Whitehouse *et al.*, 2007; O'Brien *et al.*, 2007; Lapuerta *et al.*, 2009).

In addition to these three characteristics in the design of parental leave, also important is to keep in mind other aspects such as, for example, the *frequency of payments* or the *flexibility* offered to parents in order to exercise their rights. In this sense, the regulations vary enormously depending on, for example, the maximum period for which the parental leave can be taken, that comes generally determined by the age of the child; if it has to be taken following maternity or paternity leave; or if it has to be used in one single block or, on the contrary, if it can be taken in various periods. The data show that where there is more flexibility in the regulation of parental leave, so that its enjoyment can adapt better to family circumstances and necessities, and where the payment of economic compensation is periodic, the greater is the use of this resource (Bruning and Plantenga, 1999; Moss, 2010).

Table 3 assesses those aspects for the allowances implemented by Navarre, Castile and Leon, the Basque Country, Castile-La Mancha and La Rioja, completing the description given in section two. Thus, firstly, we can observe that Castile and Leon and La Rioja have restricted the configuration of the right established at state level, linking the receipt of benefit to the prior verification of the income of the family unit. A characteristic which negatively affects the entitlement to this right and that, in consequence, can reduce the impact of their respective measures. Navarre also establishes an additional limit in its configuration, but in this case depending on the birth order of the child. Secondly, all Autonomous Communities, except the Basque Country, link the receipt of support to the circumstances of the family unit, despite that entitlement of the leave for the care of children is individual. In fact Navarre, Castile and Leon and La Rioja require that

both parents are working and that only one of them exercises the right to paternal leave to be able to receive benefit. Castile-La Mancha requires specific mention as the allowances are directed exclusively at men. Nevertheless, in order for them to benefit from the allowances it is required that the mother is employed and that, moreover, gives up two weeks of maternity leave to the father. Therefore, the possible positive effect of individual entitlement of the right to paternal leave at state level may be counteracted, or at least reduced by the design of these policies.

In relation to the amount of economic support, it should be noted that Castile-La Mancha is the Autonomous Community which offers the highest: 900 euros, which was the equivalent in 2006 to 58% of the average monthly gross salary of men resident in the Community. It is followed by Castile-Leon, with 560 euros, which corresponds to 47% of the average gross salary in the case of women and 34% for men. At some distance, but still above 20% is the support offered by Navarre, with percentages of salary substitution at 27% and 20% for women and men respectively. On the other hand, the Basque Country and La Rioja, do not give percentages above 15%¹⁰, so that the economic incentive offered is actually quite low¹¹. Nevertheless, Navarre and the Basque Country are the only Autonomous Communities that provide periodic payments; in the case of the former Community they are monthly and in the latter they are split (50% at the beginning of the parental leave and 50% at the end). In the remainder of the Autonomous Communi-

¹⁰ Nor in the case of men in the Basque Country, despite that the assistance establishes a slight positive discrimination in the amount when the father is the one who enjoys the leave of absence (250 euros vs. 200 euros a month).

¹¹ These calculations are based on data from the 2006 Wage Structure Survey, carried out by the Spanish Institute of Statistics (INE) (information available in: <http://www.ine.es/daco/daco42/salarial/prinre06.pdf> consulted 19/08/2011).

TABLE 3. *Evaluation of characteristics in the design of regional allowances for parental leave*

	NAVARRRE	CASTILE AND LEON	THE BASQUE COUNTRY	CASTILE-LA MANCHA	LA RIOJA
Configuración of the right ¹	+/-	-/+	+/+	+/+	-/+
Entitlement of right ²	-	-	+	-	-
Economic amount ³	+	+	-	+	-
Payment frequency ⁴	+	-	+	-	-
Allowance flexibility ⁵	+/+	-/-	+/+	+/-	-/-
<i>Evaluation</i> ⁶	5(+) vs. 2(-)	2(+) vs. 5(-)	6(+) vs. 1(-)	4(+) vs. 3(-)	1(+) vs. 6(-)

¹ The first symbol values if it is a universal (+) or special allowance, that is, limited according to the income of the family (-). The second symbol indicates if the allowance is applicable from the first child (+) or from the second and successive children (-).

² The symbol (+) reflects that entitlement is individual and (-) if it belongs to the family.

³ The symbol (+) indicates that the amount of the allowance represents a percentage equal to or more than 20% of the monthly gross salary in 2006 in the Autonomous Community and (-) that the amount is less.

⁴ The symbol (+) is used if the allowance is paid monthly or in instalments during the period that the parental leave is taken or (-) if it is paid when the parental leave is completed.

⁵ The first symbol indicates if the parental leave can be taken for a relatively short period (+) or if it establishes a minimum period exceeding one year (-). The second symbol indicates if the parental leave can be resumed as many times as wanted while the child is less than one year old (+) or if the allowance can only be taken during one single period (-).

⁶ The evaluation contains the sum of the positive characteristics in the design of these allowances (+) versus those which are negative (-).

Source: Prepared by author.

ties, the allowances are received once the period of parental leave has concluded. A characteristic which may limit the impact of this support as only those households that have sufficient income in reserve can exercise this right. A circumstance that is hardly feasible in those Autonomous Communities that restrict entitlement to allowances to a maximum income level and to taking long periods of parental leave.

Indeed, the benefits in Navarre and the Basque Country can also be considered to be the most flexible since, either they do not establish minimum periods of parental leave or these are relatively short. On the other hand, Castile and Leon and La Rioja only offer parental leaves which exceed one year. Similarly, only Navarre and the Basque Country make it possible for the support to be resumed as often as wanted, provided that the

maximum age established for the child to be able to receive benefit is not exceeded. Therefore, in both Autonomous Communities the parents have more scope to select the duration of the parental leave, which allows them to use this resource to meet the needs of looking after their children during shorter periods of time (for example, during school holidays).

Bearing in mind the characteristics presented, our working hypothesis is that the designs of the policies implemented by Castile and Leon, and especially by La Rioja, will be the least favourable for the use of parental leave, as both regions restrict the configuration of entitlement according to the family income. Both Autonomous Communities are also very restrictive with regard to right of entitlement, the flexibility of benefits and the frequency of payments. The difference lies,

nevertheless, in the economic amount, as that offered by Castile and Leon is almost three times that of La Rioja. However, the positive incentives introduced by the amount will possibly be counteracted by the other characteristics indicated, especially when the allowances are paid (once the parental leave is finished) and the obligation of having to take the leave for a minimum period of one year. It is expected, therefore, that the impact of both measures will be null or practically negligible, especially in the case of men.

On the contrary, the policies implemented by the Basque Country and Navarre combine a greater number of positive features. Thus, a positive impact of both measures mentioned above of the utilization of parental leave is anticipated, especially in Navarre, as the economic amount is higher. A positive impact is also to be expected in the case of the support to men offered by Castile-La Mancha, despite that in this Autonomous Community, and unlike that which occurs in the Basque Country and Navarre, the allowances are paid when the parental leave is completed. This negative feature, however, will probably be neutralised by the short duration of the parental leave—fixed at one month—and the higher amount of the sum offered, that represents, by far, the highest substitution of salary among the allowances offered. Numerous studies show, moreover, that men enjoy, in comparison to women, shorter periods of parental leave, so that establishing a month as the length of the parental leave can be a positive incentive in their case (Lappegard, 2008; Fox *et al.*, 2009; Lapuerta *et al.*, 2009).

In conclusion, the design of benefits for parental leave varies considerably among the Autonomous Communities. Hence, given their characteristics, it is anticipated that the policies implemented by Castile and Leon and, especially, La Rioja will not impact the use of this resource, meanwhile it will be positive in the case of the benefits in the Basque Country, Navarre, and Castile-La Mancha. In

the following section, the data and the methodology are described which allows us to evaluate the effect of the regional measures on the use of parental leave.

DATA AND EVALUATION METHODOLOGY

The empirical analysis is based on the 2006 Continuous Work History Sample. This database provides an organised set of individual microdata taken from three administrative registers: the Social Security, the Continuous Municipal Register and the Agencia Tributaria. Of the 1,170,522 individuals which the MCVL includes, our main sample is comprised of records relating to 94,494 people, which is equivalent to 8.1% of the total. All share a double characteristic: firstly, they are mothers and fathers of at least one child born in the period 1996-2006, and secondly, they were employed workers at the time of the birth of the child and, therefore, having entitlement to parental leave. Consequently, an individual can contribute with more than one observation to the sample in the case where they have more than one child in the period indicated and comply with the eligibility requirements regarding the date of birth¹².

From the information from the MCVL-2006 we can reconstruct, retrospectively and to a high level of detail, the working life of these people and, as a result, discern among the causes of employment interruption if a leave of absence for the care of children was taken. Nevertheless, despite its many advantages there are also some limitations (Durán, 2007; Lapuerta, 2010). Among these it should be noted that the po-

¹² The total number of observations is 118,530. 18.9% of the individuals contributed with two observations to our sample, while 1.4% did so with three or more. Hence, the standard errors of all models that we present in the following section are adjusted for the assumption of non independence of the observations, using the function «cluster» from Stata (Bertrandt *et al.*, 2004).

pulation from which the sample is taken is made up of people that were receiving a contributory pension from the Social Security or who were registered with it sometime during the year of reference (2006), independently of the time spent in that situation. We do not know, however, the characteristics of those individuals that although connected with the labour market previously, in 2006 they were not. This missing data means that people who were entitled to parental leave in the period 1996-2005, but who later left the labour market temporarily or permanently, do not appear.

This sampling bias requires certain caution in the use of a quasi-experimental design and in the interpretation of the results. The objective is to measure the effect produced by the economic allowances implemented by Navarre, Castile and Leon, the Basque Country, Castile-La Mancha and La Rioja, calculating the difference in the use of parental leave among people entitled to the right who are resident in the Autonomous Communities mentioned, after the parental leave allowances came into force and before, compared with the equivalent difference for their counterparts living in Autonomous Communities that have not implemented any economic benefits for these circumstances. In other words:

$$\text{Impac (DD)} = (\bar{y}_{T,1} - \bar{y}_{T,0}) - (\bar{y}_{C,1} - \bar{y}_{C,0}) \quad (1)$$

Where *T* and *C* make reference respectively to: the treatment group (*T*), in our case formed by the residents of each one of the Autonomous Communities that have implemented policies to incentivise the use of parental leave and that comply with the eligibility criteria; and the control group (*C*), comprising the residents of the 12 Autonomous Communities that have not implemented allowances but who also comply with the criteria of eligibility. The numbers indicate, for their part, the period previous (value=0) to the

regional allowances coming into force and the period after (value=1)¹³.

This approach is known as «*difference-in-differences*» (DD)¹⁴. The definition of the treatment and control groups constitute, in consequence, the first step necessary when applying DD. In our case, the map of the Spanish regions itself facilitates this task. Thus, in this exercise we will have five treatment groups and five control groups. However, the form in which the MCVL sample is carried out, which we referred to above, requires that we examine the characteristics of these groups in depth. When looking at the period 1996-2006 we run the risk of creating treatment and control groups that do not accurately reflect all the employees who were entitled to parental leave, as some, especially women, could have left the labour market before 2006 (MCVL reference year) and, therefore, do not form part of our sample.

Gutiérrez-Domènech (2002) establishes that, using data from the Economically Active Population Survey, the employment rate of Spanish women is 42.7% between 6 and 9 months before the birth of a child, falling to 32.5% between 6 and 9 months after the birth. Nevertheless, Alba and Álvarez (2004) underline the importance in the case of Spain of the pregnancy period, as that is when the highest percentage of women leaves the labour market. This phenomenon would mean that only some of the women absent in the MCVL period 1996-2005 —when the sample is retrospective— were entitled to parental leave at the time of the birth of their child. The three authors indicated, moreover, that employees that occupy worse jobs and have

¹³ The dates of coming into force of the allowances are: 03/08/2000 in Navarre, 29/12/2001 in Castile and León, 13/08/2002 in the Basque Country, 14/09/2002 in Castile-La Mancha and 10/05/2003 in La Rioja.

¹⁴ The graph A1 in the annex provides a complementary image to the mathematical specification of the DD, reflecting the effect of time on the treatment group and the control group.

lower levels of human capital are those who tend, to a large extent, to change their situation with regard to the labour market before and after the birth of the child. These are variables that are also of crucial importance in other European countries (Pronzato, 2005; Gutiérrez-Domènech, 2005; Del Boca *et al.*, 2009). Hence, our sample reflects, in reality, the «survivors» of the labour market. The loss of these cases previously mentioned would involve bias if it affected our treatment and control groups in a different way, an assumption that, *a priori*, we have no evidence of¹⁵.

Bearing in mind the characteristics indicated, it should be mentioned that the use of DD is broadly extended in the field of the evaluation of public policies and, in particular, parental leave. Thus, for example Han *et al.* (2009a), making use of a scenario similar to our own, analyse the implications of the reforms introduced in the United States in the period 1987-2004 with the implementation of the «*Family and Medical Leave Act*»¹⁶ (1993) at federal level, and other complementary laws at state level. Their results endorse the positive effect of the reforms, by increasing the time workers enjoy parental leave, but restricting it, especially, for women with secondary and higher education. Hardoy and Schøne (2004), in contrast, evaluate the effect on the birth rate of the modifications introduced in 1998 to a Norwegian subsidy called «*Cash for Care*», that has the objective of economically compensating parents with children from 1 to 3 years old that do not use

public pre-schools. The authors determine a negative effect of the benefit, as it delays when Norwegian mothers have the following child¹⁷. Lalive and Zweimüller (2005) study the impact on the birth rate and the probability of returning to work after the reforms of the Austrian system of parental leave in 1990 and 1996, concluding that there is a positive effect in both cases.

In our case, the linear regression models¹⁸ that we will apply, with the DD specification, can be formulated in the following manner:

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 T_{ij} + \beta_2 Post_{ijt} + \beta_3 (T_{ij} * Post_{ijt}) + \beta_4 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

where y_{ijt} is the value contained in the MCVL data that the individual i in the observation j , in which the individual is susceptible to using parental leave—given that they have had a child and are employed—, and eventually uses it ($y=1$) or not ($y=0$) in the year t ; β_0 is the constant; T_{ij} is a dichotomous variable which has the value 1 if the individual i in the observation j is in the treatment group or the value

¹⁵ This fact is related to the eligibility conditions for maternity leave. In particular, the mother has to prove having been employed at least 6 of the 10 previous months before the birth of the child.

¹⁶ Ai and Norton (2003) show that the coefficients of the interactions in the logistical models can have an effect on the dependent variable opposite to that which is true. For this reason and due to that—as we will explain next—the specification of the DD parameter is an interaction, in this exercise we use a linear regression model, despite our dependent variable being dichotomous (use/ no use of the parental leave) and that the logistical model would be, *a priori*, more appropriate. The lineal regression is also the model applied in numerous studies which use the DD approach with dichotomous dependent variables (see, for example, Schøne, 2005; Puhani and Sonderhof, 2008; Han *et al.*, 2009a, 2009b). However, as an additional precautionary measure we have estimated logistical models without finding substantial differences with respect to the results of the linear regressions that are presented in the following section. Nevertheless, we opt for presenting the linear regression models as their coefficients are easier to interpret, especially in the case of interactions.

¹⁵ For this reason we include among the control variables, as we explain later on, indicators relative to the regional context. Equally, as an additional measure of precaution, we have repeated the models delimiting various observation periods (first with three and later with two years before and after the coming into force of each of the allowances), not finding substantially different results to those presented in this study.

¹⁶ The FMLA introduces one un-paid leave period of 12 weeks for medical and family reasons. However, only for workers in companies with 50 or more employees and that demonstrate compliance with some very restrictive conditions.

0 if in the control group; $Post_{ijt}$ is a dichotomous variable that measures the time and has the value 1 for all years after the implementation of the regional policy and 0 for the previous years; $T_{ij} * Post_{ijt}$ is the interaction between both variables, that constitutes the parameter DD; X_{ijt} is a vector of control variables that affects the relative probability of using the parental leave; and, finally, ε_{ijt} is the error term, adjusted based on the assumption of non-independence of the observations.

The interpretation of the coefficients is the following: β_1 measures the average difference in the use of the parental leave between the treatment group and the control group; β_2 reflects the change in the use of the parental leave after the implementation of the regional policy; β_3 is the key coefficient that captures the impact of the regional policy; and, finally, β_4 denotes the value of the coefficients estimated by the model for each one of the control variables.

Nevertheless, the DD model works with two fundamental assumptions whose implications it is necessary to assess (Blundell and Costa Dias, 2008). The first of these is that the time effect ($Post_{ijt}$) and the effect of the regional policies ($T_{ij} * Post_{ijt}$) can be estimated separately. This is an assumption which is not respected in those cases in which the individuals modify their behaviour anticipating the commencement of the policy. Something which seems highly probable in those cases in which long periods are required for parliamentary debate or the putting into effect of pilot programmes, circumstances that do not arise in the case of the regional benefits which is the object of study. In addition to this, none contemplated retroactive effects, so that the interruptions for parental leave which are susceptible to obtaining economic compensation should begin after the coming into force of the respective allowances. This practically eliminates the possibility of bias in our coefficients due to anticipated strategies of the users of parental leave.

The second assumption is that the error term of the model (ε_{ijt}) and the effect of regional policies ($T_{ij} * Post_{ijt}$) should not be correlated. If in the period of observation 1996-2006 a change occurs which is not observed by the researcher that affects the treatment group or the control group differently, then our coefficients would be biased because we would attribute to regional policies what in reality would be the effect of a non-controlled change. To avoid this problem we include as control variables in the model: the employment rate by sex at provincial level, the school attendance rate from 0-2 years at regional level, and the existence of economic allowances for the reduction of the working day¹⁹. The first constitutes an indicator of the regional differences in the labour market, while with the last two we attempt to control the institutional differences that, according to the literature, affect the decisions regarding the work of the individuals after the birth of a child (Baizán and González, 2007; Del Boca and Pascua, 2005; Pronzato, 2007). Equally, it should be noted that the total period which is object of this analysis (1996-2006) coincides with an expansive economic cycle, so that it is highly improbable that the passage of time affects the treatment and the control groups in a different manner.

Moreover, we also include as control variables: the socio-demographic characteristics of the individual (sex, age, age squared, nationality, and education level), characteristics of the family (birth order, if it is a multiple birth or not, and if there are elderly adults living in the home), and, lastly, those related to their employment circumstances (type of contract, type of working day, size of company, length of service, if they are a civil ser-

¹⁹ Galicia and the Balearic Islands offer economic allowances for the reduction of the working day, but not for parental leave. Similarly, the Basque Country, Castile and Leon and Navarre incentivise reductions, although in the case of the latter Autonomous Community, the allowance scheme does not have regular payments.

vant or not, and the monthly social security contribution base). Previous studies have confirmed the relevance of working conditions when explaining the use of parental leave in Spain (Lapuerta *et al.*, 2009; Lapuerta, 2012). That is why the estimated models control the existing differences in this regard between the treatment and control groups. The tables A1, A2, A3, A4 and A5 in the annex show the statistic descriptors for the periods before and after the implementation of the allowances in each Autonomous Community and its control group.

In this way, the evaluation strategy that we adopt will consist in comparing the results of each of the Autonomous Communities that have implemented allowances with their respective control group. Nevertheless, it should be noted that in the MCVL we can not identify the individuals that have obtained economic allowances. The reason is that we do not know if the users of the parental leave comply with all the requirements demanded by each Autonomous Community and, less still, those concerned with the family as a whole. For example, as we indicated in the previous section, Navarre, Castile and Leon and La Rioja establish as a condition that both parents are working and that one of them applies for the parental leave. Similarly, these two Autonomous Communities limit access to allowances depending on the family income. All, moreover, require that the applicant be listed for a minimum period in a Municipal Register in the region and, in the case of Navarre, the other members of the family unit as well. As it is a database with individual information²⁰, in the MCVL we can only discern which people are entitled to parental leave —em-

ployed workers with children less than three years old. With the DD model we measure, therefore, the effect of the regional policy on the population entitled to the right of parental leave, but not on the population which strictly complies with the conditions of being a beneficiary of the allowances.

Nevertheless, it is feasible to adjust each treatment group and its respective control group according to some regional eligibility criteria set at individual level. Thus, in the case of Navarre we will work with the sample of fathers and mothers with two or more children, as the allowances can only be obtained starting from the second child, while in the case of Castile-La Mancha it will comprise exclusively of male workers, as only these are entitled to the allowances. Equally, in the other Autonomous Communities the model is also calculated for men and women separately, due to the differences in the use of these resources depending on the gender (Gornick and Meyers, 2003; Moss, 2010).

RESULTS

Table 4 contains the results of the difference of means test in the utilization rate of parental leave among residents of each of the five Autonomous Communities that have implemented economic benefits to incentivise the exercise of this right and their control groups in the period before and after the implementation of the regional policies²¹. Thus, we can observe that the Autonomous Community that has experienced the greatest increase in the use of parental leave is Castile and Leon, that has gone from an average rate of 6% in the period before the allowances came into force —occurring in the period 2001— to 18% in the period after, which represents an increase of 12 percentage points. Navarre is

²⁰ The sample does not have more information available about the household than the data obtained by the Municipal Register (which includes as variables the sex and the date of birth of the persons living in the household). For more information on the characteristics of the MCVL information coming from the Municipal Register consult Lapuerta (2010) and Durán (2007).

²¹ In fact, table 4 shows the results of formula number 1 presented in the previous section.

the next Autonomous Community, with an increase of 9 percentage points going from 12 % to 21 %. It should be remembered, however, that in the case of Navarre the average rate of use of parental leave is in reference to the second and successive children. It is followed, although quite far off, by the Basque Country, with a difference of 4 percentage points and an average rate of 9% after the implementation of the allowances in 2002.

La Rioja and Castile-La Mancha are the only Autonomous Communities that do not present statistically significant differences in the average utilization rate of parental leave before and after putting into operation their respective measures. Indeed, in the case of Castile-la Mancha, whose policy is aimed exclusively at men, this indicator increases from 0.2% to 0.5%, while in La Rioja it increases from 10 to 13%. In parallel, table 4 also reflects a significant statistical increase in the use of parental leave in the respective control groups, although not as pronounced as in the case of the treatment groups. To be precise, the average difference for the control group in Navarre is 3 percentage points, 0.1 in Castile-La Mancha, and 2 percentage points for the control group of Castile and Leon, the Basque Country and La Rioja.

However, the information which is most relevant in table 4 is the DD estimator (emphasized in bold in each of the panels) that, as we mentioned in the previous section, reflects the result of the double difference in the periods analysed (after and before the implementation of the policy) between the treatment and control group. This estimator facilitates, therefore, a tentative and preliminary approximation of the impact of regional policies. Thus, the results indicate that the allowances implemented by Navarre, Castile and Leon and the Basque Country increase the probability of using parental leave, while those of Castile La Mancha and La Rioja do not have a statistically significant impact.

Nevertheless, these results of a descriptive nature do not consider other variables

that, in addition to the implementation of the policy, can differentiate the treatment groups from their respective control groups. This is a consideration which is especially relevant for the cases of Navarre and La Rioja, as both Autonomous Communities are those which present a greater difference in the average utilization rate of parental leave with respect to their control groups before the implementation of the policy; which is 8 and 6 percentage points respectively. Thus, it is necessary to estimate regression models that control these differences and, especially, those that, according to the literature, affect the use of parental leave. Table 5 presents the results of these models for the allowances of Navarre, Castile and Leon, the Basque Country and La Rioja²², using the sample of men and women together²³.

Thus, the interaction coefficient reveals that the effect of the regional policies remains positive and significant in the case of Navarre and Castile and Leon, continues not to be significant in La Rioja, but disappears in the case of the Basque Country. The lack of effect of the policies implemented in the latter Autonomous Community is because, while controlling the rest of the variables, the interaction coefficient does not reach the minimum levels of statistical significance. This result reflects the importance of the institutional context in the Basque Country, the labour conditions of the worker and its own socio-demographic and family characteristics as factors which explain the use of parental leave over and above the implementation of the policy.

Table 5 shows, moreover, that the implementation of the allowances in Castile and

²² Castile-La Mancha is excluded from this model as its allowances are only applicable to men.

²³ Given that previous studies have explored in depth the factors that justify the use of parental leave in Spain (Lapuerta et al. 2009; Lapuerta, 2012), in this section we will focus the explanation on the result of the interaction, which indicates the effect of the regional policies.

TABLE 4. Result of difference of means test in the utilization rate of parental leave for each Autonomous Community and its respective control group, before and after the implementation of allowances

	Before	After	Difference
Panel A. Navarre¹			
Navarre	0.117 (0.019)	0.210 (0.016)	0.093** (0.027)
Control group	0.037 (0.002)	0.068 (0.001)	0.031** (0.002)
Difference	0.080** (0.012)	0.142 (0.010)	0.062** (0.025)
Panel B. Castile and Leon²			
Castile and Leon	0.061 (0.005)	0.176 (0.007)	0.116*** (0.009)
Control group	0.036 (0.001)	0.060 (0.001)	0.023*** (0.001)
Difference	0.024*** (0.004)	0.117*** (0.005)	0.093*** (0.009)
Panel C. Basque Country³			
Basque Country	0.048 (0.004)	0.092 (0.006)	0.044*** (0.007)
Control group	0.038 (0.001)	0.060 (0.001)	0.022*** (0.001)
Difference	0.010*** (0.004)	0.032*** (0.005)	0.022*** (0.007)
Panel D. Castile-La Mancha⁴			
Castile-La Mancha	0.002 (0.001)	0.005 (0.002)	0.002 (0.002)
Control group	0.002 (0.000)	0.003 (0.000)	0.001*** (0.000)
Difference	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
Panel E. La Rioja⁵			
La Rioja	0.101 (0.014)	0.127 (0.018)	0.026 (0.022)
Control group	0.041 (0.001)	0.062 (0.001)	0.021 (0.001)***
Difference	0.060*** (0.009)	0.066*** (0.013)	0.005 (0.021)

¹ Sample comprised of second and successive children. Before: from 01/01/1996 to 02/08/2000; after: from 03/08/2000 to 31/12/2006.

² Before: from 01/01/1996 to 28/12/2001; after: from 29/12/2001 to 31/12/2006.

³ Before: from 01/01/1996 to 12/08/2002; after: from 13/08/2002 to 31/12/2006.

⁴ Sample comprised of men. Before = from 01/01/1996 to 13/09/2002; after = from 14/09/2002 to 31/12/2006.

⁵ Before: from 01/01/1996 to 09/05/2003; after: from 10/05/2003 to 31/12/2006.

** Significant at $p \leq 0.05$; *** $p \leq 0.01$. The standard errors are shown in brackets.

Source: MCVL-2006.

Leon is associated with an increase of 7.3 percentage points in the use of parental leave among fathers and mothers entitled to this right and who are residents in this Autonomous Community. The benefits in Navarre represent an increase of 5.9 percentage points in the use of parental leave, but in this case among parents with two or more children. The results reflect, in consequence, the relevance of the economic amount when incentivising the use of parental leave, *a priori*, above other positive criteria in the design of these measures, such as for example, individual entitlement, their universal character or the greater flexibility with which they can be enjoyed. These two Autonomous Communities are, in fact, those that offer the highest economic support (400 euros per month in the case of Navarre and 560 euros in Castile and Leon). On the other hand, in both Autonomous Communities the entitlement to allowances is family owned and therefore, payment is dependent on both parents working and that one of them takes the parental leave. Both establish, also, restrictions in the configuration of the right, as access to the allowances of Castile and Leon is restricted according to family income and in Navarre it is only allowed for the care of the second and successive children. In the case of Castile and Leon the allowance is, in addition, linked to periods of parental leave of one year and paid entirely when completed.

Tables 6 and 7 contain the results of the models for the subsamples of women and men respectively. In table 6 we can observe that, in the case of women, the effect of the regional policies implemented by Navarre and Castile and Leon is yet more pronounced. Thus, the allowances of Navarre represent an increase of 9.1 percentage points in the use of parental leave, while in the case of the allowances of Castile and Leon the increase reaches 14.3 percentage points. Nevertheless, it should be indicated that the Navarre results lose statistical significance in this model, with a confidence interval of 90%. Neither do the

allowances of the Basque Country and La Rioja have any effect in the case of women. The results confirm, consequently, the acceptance by women of the economic incentives introduced by the Autonomous Communities which guarantee levels of compensation above 27% of the average gross monthly salary.

On the other hand, in table 7 we can observe that the interaction coefficients are negative for the subsample of men in all Autonomous Communities except in La Rioja, but in no case reach the minimum levels of statistical significance. Neither do the allowances of Castile-La Mancha, which are aimed exclusively at men, display any effect. Something which could seem surprising taking into account that the 900 euros that this Autonomous Community offers represented 58% of the average gross monthly salary of Castile-La Mancha men in 2006. The results endorse, consequently, the null incidence of these policies in the use of parental leave on the part of men. In fact, previous studies have shown the necessity of designing individual leave, of an obligatory nature and 100% paid to incentivise participation (Brandth and Kavande, 2001, 2002 and 2009; Bygren and Duvander, 2006; Lappegard, 2008). None of the regional policies implemented in Spain combine these characteristics, reinforcing consequently, the gender inequality in the use of these resources.

CONCLUSIONS

Employed working parents in Spain can enjoy a leave of absence for the care of their children who are less than three years old. Nevertheless, this is leave of an unpaid kind. For this reason, numerous Autonomous Communities have developed complementary measures with the objective of reducing the loss of income derived from this right and, as a result, incentivise its use. This is the case of Navarre, Castile and Leon, the Basque Country, La Rioja, and Castile-La Mancha that, under diverse

TABLE 5. Results of linear regression (dependent variable: use/ non use of parental leave). Sample: fathers and mothers

	Navarre ∞	Castile and Leon	The Basque Country	La Rioja
After Autonomous Communities (AC) After*(AC)	-0.013*** 0.042** 0.059***	-0.004*** 0.021*** 0.073***	-0.005*** -0.001 0.010	-0.004*** 0.031** 0.010
Age	0.018***	0.011***	0.010***	0.010***
Age ²	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
Sex	0.122***	0.113***	0.108***	0.107***
Foreigner	-0.030***	-0.024***	-0.023***	-0.023***
Primary Education ^a	0.001	0.001	0.002	0.001
Secondary Education	0.010***	0.007***	0.007***	0.007***
Higher Education	0.014***	0.012***	0.012***	0.012***
Temporary contract	-0.029***	-0.026***	-0.025***	-0.025***
Part-time employment	-0.002	-0.005*	-0.005*	-0.005*
Length of service in company	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
Civil Servant	0.030***	0.028***	0.027***	0.028***
Company size: 11-49 ^b	0.015***	0.015***	0.016***	0.015***
Company size: 50-499	0.039***	0.042***	0.041***	0.041***
Company size: 500+	0.077***	0.083***	0.079***	0.082***
SS contributions 806-1.042 euros ^c	0.001	-0.004*	-0.004*	-0.004**
SS contributions 1.043-1.357 euros	-0.004	-0.011***	-0.009***	-0.011***
SS contributions 1.358-1.931 euros	-0.013***	-0.019***	-0.016***	-0.017***
SS contributions 1.932 euros o +	-0.030***	-0.039***	-0.036***	-0.036***
Birth order 2 ^d		0.008***	0.008***	0.008***
Birth order 3	0.004	0.010***	0.012***	0.010***
Birth order 4 o +	-0.003	-0.003	-0.001	-0.001
Twins	0.014**	0.017***	0.016***	0.018***
Grandparents	-0.021***	-0.018***	-0.017***	-0.017***
Unemployment rate	-0.003***	-0.002***	-0.002***	-0.002***
School attendance 0-2 years	-0.001***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
Assistance to reduce working	0.011	0.015**	0.021***	0.020***
Constant	-0.258***	-0.163***	-0.148***	-0.156***
N	44,342	105,465	105,978	101,218
r ²	0.331	0.216	0.213	0.210

∞ In the case of Navarre the sample is for second and successive children.

* Significant at $p \leq 0.10$; ** $p \leq 0.05$; *** $p \leq 0.01$.

Reference categories: ^a no education; ^b from 1 to 10 employees; ^c from 1 to 805 Euros; ^d birth order 1 (in the case of Navarre the reference category is birth order=2, as allowance only begins from the second child).

Note: The missed cases of the education level variables, type of contract, size of company, and level of social security contributions have been included in a separate category (missing) so as not to accumulate missed cases or introduce possible bias problems. The coefficients are not included in the table for reasons of space. In no case do they represent significantly large categories.

Source: MCVL-2006.

TABLE 6. Results of linear regression (dependent variable; use/ non use of parental leave). Sample: mothers

	Navarre ∞	Castile and Leon	The Basque Country	La Rioja
After Autonomous Communities (AC)	-0.024***	-0.011***	-0.013***	-0.012***
After*(AC)	0.127***	0.075***	0.002	0.082***
	0.091*	0.143***	0.032	-0.001
Age	0.040***	0.022***	0.020***	0.022***
Age ²	-0.001***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
Foreigner	-0.087***	-0.066***	-0.061***	-0.061***
Primary Education ^a	0.021***	0.015***	0.017***	0.016***
Secondary Education	0.042***	0.029***	0.030***	0.029***
Higher Education	0.040***	0.034***	0.033***	0.033***
Temporary contract	-0.088***	-0.074***	-0.070***	-0.071***
Part-time employment	-0.003	-0.007*	-0.008*	-0.006
Length of service in company	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
Civil Servant	0.029**	0.029***	0.029***	0.030***
Company size: 11-49 ^b	0.039***	0.035***	0.034***	0.033***
Company size: 50-499	0.099***	0.099***	0.097***	0.096***
Company size: 500+	0.155***	0.165***	0.157***	0.162***
SS contributions 806-1.042 euros ^c	-0.008	-0.015***	-0.016***	-0.017***
SS contributions 1.043-1.357 euros	-0.014*	-0.028***	-0.024***	-0.028***
SS contributions 1.358-1.931 euros	-0.021**	-0.036***	-0.030***	-0.030***
SS contributions 1.932 euros o +	-0.051***	-0.074***	-0.068***	-0.068***
Birth order 2 ^d		0.017***	0.018***	0.018***
Birth order 3		0.017**	0.021***	0.017**
Birth order 4 o +	0.003	-0.029***	-0.024**	-0.024**
	-0.026**			
Twins	0.031**	0.038***	0.037***	0.042***
Grandparents	-0.046***	-0.039***	-0.036***	-0.035***
Unemployment rate	-0.004***	-0.003***	-0.003***	-0.003***
School attendance 0-2 years	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
Assistance to reduce working	0.012	0.011	0.034**	0.032**
Constant	-0.494***	-0.263***	-0.236***	-0.258***
N	17,183	43,352	43.649	41.636
r ²	0.300	0.191	0.183	0.181

∞ In the case of Navarre the sample is for second and successive children.

* Significant at $p \leq 0.10$; ** $p \leq 0.05$; *** $p \leq 0.01$.

Reference categories: ^a no education; ^b from 1 to 10 employees; ^c from 1 to 805 Euros; ^d birth order 1 (in the case of Navarre the reference category is birth order=2, as allowance only begins from the second child).

Note: The missed cases of the education level variables, type of contract, size of company, and level of social security contributions have been included in a separate category (missing) so as not to accumulate missed cases or introduce possible bias problems. The coefficients are not included in the table for reasons of space. In no case do they represent significantly large categories.

Source: MCVL-2006.

TABLE 7. Results of linear regression (dependent variable; use/ non use of parental leave). Sample: fathers

	Navarre ∞	Castile and Leon	The Basque Country	La Rioja	Castile-La Mancha
After Autonomous Communities (AC)	-0.001 0.002	0.000 0.001	0.000 0.001	0.000 0.001	0.000 0.000
After*(AC)	-0.000	-0.001	-0.004	0.011	-0.000
Age	0.001**	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
Age ²	-0.000*	0.000	0.000	0.000	0.000
Foreigner	-0.002**	-0.002**	-0.002***	-0.002**	-0.002**
Primary Education ^a	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Secondary Education	0.001	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
Higher Education	0.004**	0.004***	0.004***	0.004***	0.004***
Temporary contract	-0.002**	-0.002***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
Part-time employment	0.003	0.001	0.001	0.001	0.001
Length of service in company	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
Civil Servant	0.008**	0.007***	0.007***	0.006***	0.008**
Company size: 11-49 ^b	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
Company size: 50-499	0.002*	0.002***	0.001**	0.002***	0.001***
Company size: 500+	0.006***	0.005***	0.005***	0.005***	0.005***
SS contributions 806-1.042 euros ^c	-0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
SS contributions 1.043-1.357 euros	-0.001	-0.001*	-0.001	-0.001	-0.001
SS contributions 1.358-1.931 euros	-0.002**	-0.002***	-0.002**	-0.002**	-0.002**
SS contributions 1.932 euros o +	-0.003**	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.003***
Birth order 2 ^d		-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
Birth order 3	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000
Birth order 4 o +	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000
Twins	0.002	0.003	0.002	0.002	0.002
Grandparents	-0.000	-0.001	-0.001*	-0.000	-0.001
Unemployment rate	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
School attendance 0-2 years	-0.000	-0.000***	-0.000**	-0.000**	-0.000***
Assistance to reduce working	0.005	0.004	0.006	0.006	0.006
Constant	-0.013*	0.008	0.005	0.005	0.005
N	27,159	62,113	62,329	59,582	62,225
r ²	0.404	0.229	0.259	0.237	0.254

∞ In the case of Navarre the sample is for second and successive children.

* Significant at $p \leq 0.10$; ** $p \leq 0.05$; *** $p \leq 0.01$.

Reference categories: ^a no education; ^b from 1 to 10 employees; ^c from 1 to 805 Euros; ^d birth order 1 (in the case of Navarre the reference category is birth order=2, as allowance only begins from the second child).

Note: The missed cases of the education level variables, type of contract, size of company, and level of social security contributions have been included in a separate category (missing) so as not to accumulate missed cases or introduce possible bias problems. The coefficients are not included in the table for reasons of space. In no case do they represent significantly large categories.

Source: MCVL-2006.

regulations and conditions, offer fixed sum economic benefits. This study has analysed the impact of these policies on the use of parental leave with the purpose of clarifying which is the combination of characteristics in the design of these allowances that stimulates their use to the greatest extent.

The results reflect, firstly, the different effects depending on gender. In fact, none of the policies impact the use of these resources on the part of men, not even in those Autonomous Communities that have established elements of positive discrimination in their design. This is the case of the Basque Country, which offers slightly higher economic support when it is the father who takes the parental leave (250 vs. 200 euros per month). An amount that, in 2006, represented 12% of the average monthly gross salary of men resident in that Autonomous Community and 13% in the case of women. It is clear that, maintaining the remainder of the requirements for entitlement the same, the economic incentive established does not compensate the differences which exist in the average salaries among both sexes. Neither does the allowance of Castile-La Mancha, set at 900 euros for one month of parental leave and aimed directly at men, positively affect the utilization rates of this resource. In this case, family entitlement to parental leave and, in particular, linking the payment of the allowances to the mother giving up two weeks of maternity leave constitutes a clear obstacle for fathers to exercise this right.

Secondly, the results show the positive impact of the allowances implemented by Navarre and, especially, Castile and Leon on the utilization rates of parental leave on the part of women. Both Autonomous Communities present substantive differences in the design of their policies, but coincide in one characteristic: both offer the highest economic amounts. Thus, the evidence confirms the permeability of the behaviour of women to economic incentives compared with other positive features in the design of these

allowances, such as for example their universal configuration, individual entitlement, periods and conditions of receipt of allowances or the flexibility with which they can be enjoyed. A paradigmatic example of this is the benefit offered by the Basque Country that, contrary to our initial expectations, does not have any effect either among women despite its favourable design in the remainder of the criteria mentioned. The explication lies, therefore, in the limited sum provided.

From the empirical analysis of this work emerges, consequently, the necessity that the Autonomous Communities design generous measures that compensate the unpaid character of this leave at state level. Nevertheless, although this is a necessary requirement, it is not the only one to incentivise this right on the part of men. The individualization of the rights and, especially, the introduction of criteria which eliminates or, at least, lessens the voluntary character of this right is also essential in the case of men. As numerous studies have shown, the work environment and the job characteristics represent enormous barriers for men to take parental leave (Brandth and Kavande, 2001, 2002; Whitehouse *et al.*, 2007; Fox *et al.*, 2009; Geisler and Kreyenfeld, 2009). Hence the necessity of introducing regulatory elements that, as in the case of quotas, counteract the pressures of the work context. The universal configuration of parental leave is, also, a complementary measure that can contribute to achieving this objective. Otherwise, the undesired effect of the policies implemented by the Autonomous Communities will be the reaffirmation of gender inequalities which exist in society, with the responsibility of reconciling work and family falling exclusively on the shoulders of women.

REFERENCES

- Ai, Chunrong and Edward C. Norton (2003): «Interactions Terms in Logit and Probit Models», *Economics Letters*, 80 (1): 123-129.

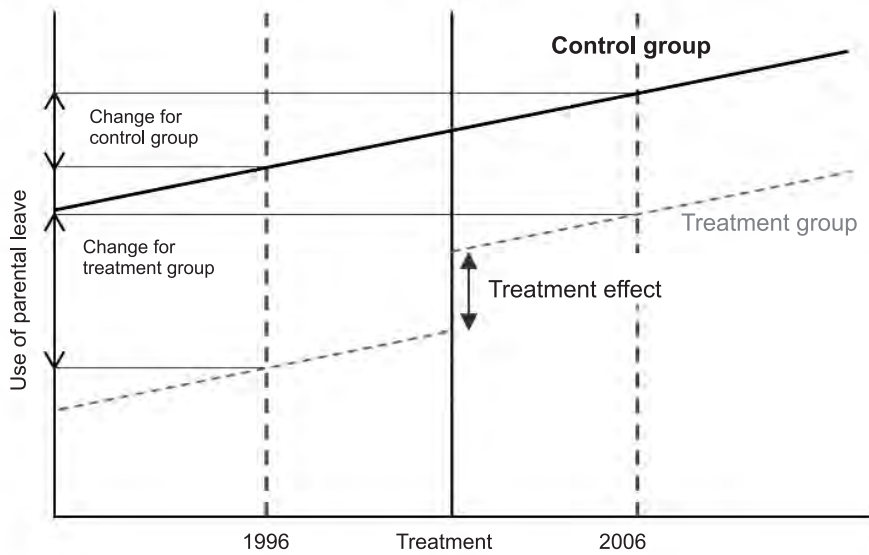
- Anxo, Dominique, Colette Fagan, Mark Smith, and Marie-Thérèse Letablier (2007): *Parental Leave in European Companies: Establishment Survey on Working Time 2004-2005*, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Baizán, Pau and María José González (2007): «¿Las escuelas infantiles son la solución? El efecto de la disponibilidad de escuelas infantiles (0-3 años) en el comportamiento laboral femenino», in V. Navarro (ed.) *Situación Social de España, Vol. II*, Madrid: Biblioteca Nueva.
- Behrendt, Christina (2000): «Holes in the Safety Net? Social Security and the Alleviation of Poverty in a Comparative Perspective», paper presented at the *ISA Research Conference*, Helsinki: 25 to 27 September 2000 (on line). <http://www.issa.int/pdf/helsinki2000/topic4/2behrendt.PDF>, accessed August 7, 2011.
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo and Sendhil Mullainathan (2004): «How Much Should we Trust Differences-in Differences Estimates?», *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (1): 249-275.
- Blundell, Richard and Mónica Costa Dias (2008): «Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics», *IZA Discussion Paper Series 3800*, Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Brandth, Berit and Elin Kavande (2001): «Flexible Work and Flexible Fathers», *Work, Employment & Society*, 15 (2): 251-257.
- and — (2002): «Reflexive Fathers: Negotiating Parental Leave and Working Live», *Gender, Work, and Organization*, 9 (2): 186-203.
- and — (2009): «Gendered or Gender-Neutral Care Politics for Fathers?», *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 624 (1): 177-189.
- Bruning, Gwennaale and Janneke Plantenga (1999): «Parental leave and equal opportunities: experiences in eight European countries», *Journal of European Social Policy*, 9 (3): 195-209.
- Bygren, Magnus and Ann-Zofie Duvander (2006): «Parents' Workplace Situation and Fathers' Parental Leave Use», *Journal of Family and Marriage*, 68 (2): 363-372.
- De Henau, Jérôme, Danièle Meulders and Síle O'Dorchai (2008): «Parents' Care and Career: Comparing Parental Leave Policies», in D. del Boca and C. Wetzels (eds.), *Social Policies, Labor Markets and Motherhood: A Comparative Analysis of European Countries*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Del Boca, Daniela and Silvia Pasqua (2005): «Social Policies and Employment of Married Women in Europe», *CHILD Working Papers*, 19.
- , — and Chiara Pronzato (2009): «Motherhood and Market Work Decisions in Institutional Context: A European Perspective», *Oxford Economic Papers*, 61 (1): 147-171.
- Desai, Sonalde and Linda J. Waite (1991): «Women's Employment during Pregnancy and after the First Birth: Occupational Characteristic and Work Commitment», *American Sociological Review*, 56: 551-566.
- Deven, Fred and Peter Moss (2002): «Leave Arrangements for Parents: Overview and Future Outlook», *Community, Work & Family*, 5 (3): 236-255.
- Durán, Almudena (2007): «La Muestra Continua de Vidas Laborales de la Seguridad Social», *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 67 (E): 231-240.
- Duvander, Ann-Zofie, Tommy Ferrarini and Sara Thalberg (2005): «Swedish Parental Leave and Gender Equality», *Institute for Future Studies Working Paper 11/2005*, Stockholm: Institute for Future Studies.
- Ellingsæter, Anne Lise (2009): «Leave Policy in the Nordic Welfare States: A «Recipe» for High Employment/High Fertility?», *Community, Work & Family*, 12 (1): 1-19.
- Escobedo, Anna (2008): «Políticas de licencias parentales y de atención infantil para los menores de tres años y sus familias: el caso español en el contexto internacional», in M. Pazos (ed.), *Economía e Igualdad de Género: retos de la Hacienda Pública en el s. XXI*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Esping-Andersen, Gøsta (2004): «La política familiar y la nueva demografía», *Revista de Información Comercial Española*, 815: 45-60.
- Fagan, Colette and Gail Hebson (eds.) (2004): «Making work pay Debates from a Gender Perspective: A Comparative Review of some Recent Policy Reforms in thirty European Countries», Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Fox, Elizabeth, Gillian Pascall and Tracey Warren (2009): «Work-family Policies, Participation, and Practices: Fathers and Childcare in Europe», *Community, Work & Family*, 12 (3): 313-326.

- Geisler, Esther and Michaela Kreyenfeld (2009): «Against All Odds: Fathers' Use of Parental Leave in Germany», *MPIDR Working Paper 2009-10*, Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Gornick, Janet C. and Marcia K. Meyers (2003): *Families that Work: Policies for Reconciling Parenthood and Employment*, New York: Russell Sage Foundation.
- Gutiérrez-Domènech, Maria (2002): «Employment Penalty after Motherhood in Spain», *Centre for Economic Performance*, 1177.
- (2005): «Employment after Motherhood: A European Comparison», *Labour Economics*, 12: 99-123.
- Haas, Linda and Philip Hwang (2005): «The Impact of Taking Parental Leave on Fathers' Participation in Childcare and Ties with Children: Lessons from Sweden», paper presented at *Community, Work and Family Conference*, 16 to 18 March 2005, Manchester (UK).
- Han, Wen-Jui, Christopher Rhum and Jane Waldfogel (2009a): «Parental Leave Policies and Parents' Employment and Leave-Taking», *Journal of Policy Analysis and Management*, 28 (1): 29-54.
- , —, — and Elizabeth Washbrook (2009b): «Public Policies and Women's Employment After Childbearing», *IZA Discussion Paper*, 3937, Bonn: Institute for the Study of Labour.
- and Jane Waldfogel (2003): «Parental Leave: The Impact of Recent Legislation on Parents' Leave Taking», *Demography*, 40(1): 191-200.
- Hakim, Catherine (2000): *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century: Preference Theory*, Oxford: Oxford University Press.
- (2003): *Models of the Family in Modern Societies: Ideals and Realities*, Aldershot: Ashgate.
- Hardoy, Inés and Pal Schøne (2004): «Cash for Care: More Work for the Stork?», paper presented at the *European Society for Population Economics Conference*, Bergen, June 2004.
- Kammerman, Sheila B. and Peter Moss (2011): *The Politics of Parental Leave Policies*, Bristol: The Policy Press.
- Lalive, Rafael and Josef Zweimüller (2005): «Does Parental Leave Affect Fertility and Return-to-work? Evidence from a «True Natural experiment», *IZA Discussion Paper*, 1613, Bonn: Institute for the Study of Labour.
- Lappegard, Trude (2008): «Changing the Gender Balance in Caring: Fatherhood and the Division of Parental Leave in Norway», *Population Research and Policy Review*, 27 (2): 139-159.
- Lapuerta, Irene (2010): «Claves para el trabajo con la Muestra Continua de Vidas Laborales», *DemoSoc Working Paper*, 37, Barcelona: DCPIS UPF (on line). <http://sociodemo.upf.edu/papers/DEMO-SOC37.pdf>, accessed August 3, 2011.
- (2011): «Individual and Institutional Constraints: An Analysis of Parental Leave Use and Duration in Spain», *Population Research and Policy Review*, 30 (2): 185-220.
- (2012): «Mothers' Labour Market Transitions After the First Child in Spain: The Role of the Part-time Parental Leave», *Tesis doctorales UPF (mimeo)*, Barcelona: UPF.
- , Pau Baizán and María José González (2009): «Tiempo para cuidar, tiempo para trabajar. Análisis del uso y la duración de la licencia parental en España», in V. Navarro (ed.), *La situación social en España, vol. III*, Madrid: Biblioteca Nueva.
- Math, Antoine and Christèle Meilland (2004): «Family Related Leave and Industrial Relations», *European Industrial Relation Observatory On-line*, Dublin: EIRO (on line). <http://www.eurofound.europa.eu/eiro/2004/03/study/TN0403101S.htm>, accessed September 9, 2011.
- Miguélez, Fausto, Josep Maria Antentas, Oriol Barranco and Dafne Muntanyola (2007): «Los sindicatos ante la conciliación de la vida laboral y familiar-personal», *PAPERS Revista de Sociología*, 83 (4): 37-56.
- Moss, Peter (2010): «International Review of Leave Policies and Related Research», *Employment Relations Research Series*, 105, London: Department for Business, Innovation and Skills (on line). http://www.leavenetwork.org/fileadmin/Leavenetwork/Annual_reviews/2010_annual_review.pdf, accessed September 5, 2011.
- and Fred Deven (1999) (eds.): *Parental leave: Progress or Pitfall?*, Brussels: NIDI/CBGS Publications, 173-192.
- Nyberg, Anita (2000): «From Foster Mothers to Child Care Centres: A History of Working Mothers and Child Care in Sweden», *Feminist Economics*, 6 (1): 5-20.
- O'Brien, Margaret, Berit Brandth and Elin Kavande (2007): «Fathers, Work and Family Life», *Community, Work & Family*, 10 (4): 375-386.

- (2004): «Shared Caring: Bringing Fathers into the Frame», *EOC Working Papers Series 2004/05*, Manchester: Equal Opportunities Commission.
- Pfau-Effinger, Birgit (2005): «Culture and Welfare State Policies: Reflections on a Complex Interrelation», *Journal of Social Policy*, 34 (1): 3-20.
- Pronzato, Chiara (2005): «Employment Decisions of European Women after Childbirth», paper presented at the *EPUNET conference*, Colchester, June 29.
- (2007): «Return to Work after Childbirth: does Parental Leave matters in Europe?», *ISER Working Paper 2007-30*, Colchester: University of Essex.
- Puhani, Patrick A. and Katja Sonderhof (2008): «The Effects of Maternity Leave Extension on Training for Young Women», *IZA Discussion Paper*, 3820, Bonn: Institute for the Study of Labour.
- Pylkkäinen, Elina and Nina Smith (2004): «The Impact of Family-Friendly Policies in Denmark and Sweden on Mothers' Career Interruptions Due to Childbirth», *IZA Discussion Paper Series*, 1050, Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Ray, Rebecca, Janet C. Gornick and John Schmitt (2010): «Who Cares: Assessing Generosity and Gender Equality in Parental Leave Policy Designs In 21 Countries», *Journal of European Social Policy*, 20 (3): 196-216.
- Reich, Nora (2010): «Who Cares? Determinants of the Fathers' Use of Parental Leave in Germany», *HWWI Research Paper*, 31, Hamburg: Hamburg Institute of International Economics.
- Schöne, Pal (2005): «The Effect of a Family Policy Reform on Mother's Pay: a Natural Experiment Approach», *Review of Economics of the Household*, 3 (2): 145-170.
- Spiess, C. Katharina and Katharina Wrohlich (2008): «The Parental Leave Benefit Reform in Germany: Cost and Labour Market Outcomes of Moving towards the Scandinavian Model», *Population Research and Policy Review*, 27 (5): 575-591.
- Tanaka, Sakiko (2005): «Parental Leave and Child Health across OECD Countries», *The Economic Journal*, 115 (501): 7-28.
- Waldfoegel, Jane (1999): «The Impact of the Family and Medical Leave Act», *Journal of Policy Analysis and Management*, 18 (2): 281-302.
- (2002): «Child Care, Women's Employment and Child Outcomes», *Journal of Population Economics*, 15: 527-548.
- Whitehouse, Gilliland, Chris Diamond and Marian Baird (2007): «Fathers' Use of Leave in Australia», *Community, Work & Family*, 10 (4): 387-407.

RECEPTION: 20/10/2011

ACCEPTANCE: 20/02/2012

ANNEXES**FIGURE A1.** *Effect of time on the treatment group and the control group*

Source: Prepared by author.

TABLE A1. *Statistic Descriptors of the control variables for Navarre and its respective control group before and after the coming into force of the allowances for parental leave (sample=second or successive children). Period 1996-2006*

Variables	Treatment group		Control group	
	Before*	After**	Before*	After**
Sex (women)	0.36	0.42	0.34	0.40
Age	33.59	35.16	32.78	34.62
National of EU-15	1.00	0.95	0.99	0.94
No education	0.09	0.07	0.18	0.16
Primary education	0.30	0.31	0.34	0.32
Secondary education	0.44	0.42	0.39	0.40
Higher education	0.17	0.19	0.10	0.12
Education missing	0.00	0.01	0.00	0.00
Indefinite contract	0.60	0.71	0.53	0.66
Temporary contract	0.23	0.20	0.26	0.25
Contract missing	0.17	0.09	0.21	0.09
Full-time employment	0.70	0.81	0.70	0.79
Part-time employment	0.13	0.11	0.09	0.12
Employment missing	0.17	0.09	0.21	0.09
Civil servants	0.10	0.08	0.08	0.07
Company size: 1-10 workers	0.13	0.18	0.13	0.20
Company size: 11-49 workers	0.16	0.21	0.17	0.22
Company size: 50-499 workers	0.24	0.31	0.18	0.25
Company size: 500 or more workers	0.22	0.20	0.13	0.17
Company size missing	0.25	0.10	0.39	0.16
Length of service (days)	3921.31	5227.54	3202.88	3930.09
Monthly social security base (euros)	1378.26	1621.49	1203.47	1411.12
Number of children	2.23	2.30	2.20	2.27
Adults in the home (grandparents)	0.08	0.09	0.07	0.08
Multiple births	0.04	0.05	0.03	0.05
School attendance rate 0-2 years	n.d	17.81	7.93	13.77
Assistance for reduction of working day	0.00	0.74	0.00	0.02
Unemployment rate	8.71	5.19	18.49	10.59
Number of observations	283	648	14,206	29,205

* Before= From 1/1/1996 to 2/8/2000.

** After= From 3/8/2000 to 31/12/2006.

Source: MCVL2006.

TABLE A2. *Statistic Descriptors of the control variables for Castile and Leon and its control group before and after the coming into force of the allowances for parental leave. Period 1996-2006*

Variables	Treatment group		Control group	
	Before*	After**	Before*	After**
Sex (women)	0.35	0.46	0.38	0.44
Age	32.42	33.51	31.59	32.96
National of EU-15	0.99	0.96	0.99	0.95
No education	0.13	0.10	0.15	0.14
Primary education	0.35	0.33	0.34	0.32
Secondary education	0.45	0.49	0.41	0.42
Higher education	0.07	0.08	0.10	0.12
Education missing	0.00	0.00	0.00	0.00
Indefinite contract	0.56	0.68	0.56	0.69
Temporary contract	0.27	0.24	0.27	0.24
Contract missing	0.17	0.08	0.18	0.07
Full-time employment	0.74	0.81	0.73	0.81
Part-time employment	0.09	0.11	0.10	0.12
Employment missing	0.17	0.08	0.18	0.07
Civil servants	0.11	0.08	0.07	0.06
Company size: 1-10 workers	0.17	0.25	0.15	0.21
Company size: 11-49 workers	0.19	0.25	0.17	0.23
Company size: 50-499 workers	0.23	0.28	0.19	0.26
Company size: 500 or more workers	0.05	0.09	0.13	0.17
Company size missing	0.36	0.13	0.35	0.13
Length of service (days)	2150.36	2948.84	2206.14	2959.89
Monthly social security base (euros)	1131.56	1334.16	1201.34	1433.41
Number of children	1.50	1.49	1.52	1.55
Adults in the home (grandparents)	0.05	0.08	0.07	0.09
Multiple births	0.02	0.01	0.02	0.02
School attendance rate 0-2 years	2.07	10.34	8.98	14.82
Assistance for reduction of working day	0.00	0.43	0.00	0.03
Unemployment rate	15.40	10.45	16.57	10.46
Number of observations	2,313	2,745	46,027	54,380

*Before= From 1/1/1996 to 28/12/2001.

**After= From 29/12/2001 to 31/12/2006.

Source: MCVL2006.

TABLE A3. *Statistic Descriptors of the control variables for the Basque Country and its respective control group before and after the coming into force of the allowances for parental leave. Period 1996-2006*

Variables	Treatment group		Control group	
	Before*	After**	Before*	After**
Sex (women)	0.40	0.45	0.38	0.44
Age	33.22	34.23	31.69	33.01
National of EU-15	1.00	0.99	0.99	0.95
No education	0.05	0.06	0.15	0.14
Primary education	0.21	0.20	0.34	0.32
Secondary education	0.55	0.55	0.41	0.42
Higher education	0.19	0.20	0.10	0.12
Education missing	0.00	0.00	0.00	0.00
Indefinite contract	0.60	0.71	0.57	0.69
Temporary contract	0.22	0.22	0.26	0.24
Contract missing	0.18	0.08	0.17	0.07
Full-time employment	0.72	0.82	0.74	0.81
Part-time employment	0.10	0.10	0.10	0.12
Employment missing	0.18	0.08	0.17	0.07
Civil servants	0.16	0.10	0.07	0.07
Company size: 1-10 workers	0.16	0.21	0.15	0.22
Company size: 11-49 workers	0.19	0.25	0.18	0.23
Company size: 50-499 workers	0.22	0.31	0.20	0.26
Company size: 500 or more workers	0.18	0.15	0.13	0.18
Company size missing	0.25	0.09	0.34	0.12
Length of service (days)	2572.20	3317.22	2168.56	2914.40
Monthly social security base (euros)	1488.97	1705.82	1215.49	1444.91
Number of children	1.43	1.46	1.52	1.55
Adults in the home (grandparents)	0.08	0.08	0.07	0.09
Multiple births	0.02	0.02	0.02	0.02
School attendance rate 0-2 years	18.06	35.11	9.31	15.17
Assistance for reduction of working day	0.00	1.00	0.00	0.03
Unemployment rate	14.35	8.73	16.01	10.35
Number of observations	2,830	2,741	51,574	48,833

* Before= From 1/1/1996 to 12/8/2002.

** After= From 13/8/2002 to 31/12/2006.

Source: MCVL2006.

TABLE A4. *Statistic Descriptors of the control variables for La Rioja and its respective control group before and after the coming into force of the allowances for parental leave. Period 1996-2006*

Variables	Treatment group		Control Group	
	Before*	After**	Before*	After**
Sex (women)	0.41	0.47	0.39	0.45
Age	32.56	33.95	31.83	33.09
National of EU-15	0.97	0.90	0.98	0.94
No education	0.09	0.09	0.15	0.14
Primary education	0.36	0.35	0.34	0.32
Secondary education	0.53	0.55	0.41	0.42
Higher education	0.02	0.01	0.10	0.12
Education missing	0.00	0.00	0.00	0.00
Indefinite contract	0.64	0.74	0.59	0.69
Temporary contract	0.26	0.18	0.26	0.24
Contract missing	0.09	0.09	0.15	0.07
Full-time employment	0.81	0.81	0.75	0.81
Part-time employment	0.09	0.10	0.10	0.13
Employment missing	0.09	0.09	0.15	0.07
Civil servants	0.08	0.09	0.07	0.07
Company size: 1-10 workers	0.15	0.24	0.16	0.22
Company size: 11-49 workers	0.21	0.27	0.18	0.23
Company size: 50-499 workers	0.24	0.32	0.20	0.26
Company size: 500 or more workers	0.11	0.08	0.14	0.18
Company size missing	0.30	0.08	0.32	0.10
Length of service (days)	2281.70	3138.70	2112.42	2845.42
Monthly social security base (euros)	1248.02	1444.16	1236.01	1463.71
Number of children	1.45	1.55	1.52	1.56
Adults in the home (grandparents)	0.05	0.05	0.07	0.09
Multiple births	0.02	0.01	0.02	0.02
School attendance rate 0-2 years	2.35	3.69	9.71	15.86
Assistance for reduction of working day	0.00	0.00	0.01	0.03
Unemployment rate	8.52	5.93	15.38	10.08
Number of observations	457	354	60,168	40,239

* Before= From 1/1/1996 to 9/5/2003.

** After= From 10/5/2003 to 31/12/2006.

Source: MCVL2006.

TABLE A5. *Statistic Descriptors of the control variables for Castile-La Mancha and its respective control group before and after the coming into force of the allowances for parental leave (sample=men). Period 1996-2006*

Variables	Treatment group		Control group	
	Before*	After**	Before*	After**
Age	31.73	33.11	31.96	33.51
National of EU-15	0.98	0.94	0.98	0.94
No education	0.23	0.23	0.18	0.17
Primary education	0.47	0.46	0.38	0.37
Secondary education	0.26	0.26	0.36	0.36
Higher education	0.04	0.05	0.08	0.09
Education missing	0.00	0.00	0.00	0.00
Indefinite contract	0.50	0.61	0.57	0.67
Temporary contract	0.35	0.34	0.30	0.29
Contract missing	0.15	0.05	0.13	0.05
Full-time employment	0.81	0.91	0.82	0.90
Part-time employment	0.04	0.04	0.05	0.05
Employment missing	0.15	0.05	0.13	0.05
Civil servants	0.05	0.05	0.05	0.05
Company size: 1-10 workers	0.18	0.25	0.16	0.22
Company size: 11-49 workers	0.22	0.31	0.20	0.26
Company size: 50-499 workers	0.20	0.23	0.20	0.26
Company size: 500 or more workers	0.04	0.08	0.11	0.14
Company size missing	0.35	0.13	0.34	0.12
Length of service (days)	2181.86	2650.20	2226.56	2882.87
Monthly social security base (euros)	1070.36	1285.32	1252.34	1532.00
Number of children	1.59	1.62	1.55	1.59
Adults in the home (grandparents)	0.04	0.06	0.07	0.08
Multiple births	0.02	0.02	0.02	0.02
School attendance rate 0-2 years	1.76	2.42	8.80	14.47
Assistance for reduction of working day	0.00	0.00	0.00	0.02
Unemployment rate	9.84	5.32	12.41	8.00
Number of observations	1,813	1,287	32,351	26,774

* Before= From 1/1/1996 to 13/9/2002.

** After= From 14/9/2002 to 31/12/2006.

Source: MCVL2006.

¿Influyen las políticas autonómicas en la utilización de la excedencia por cuidado de hijos?

Do Regional Policies Influence the Use of Parental Leave?

Irene Lapuerta

Palabras clave

Excedencia • Política familiar • Política pública • Desigualdad de género • Comunidades Autónomas

Key words

Leave of Absence • Family Policy • Public Policy • Gender Inequality • Autonomous Communities

Resumen

Este artículo analiza el impacto de las políticas implementadas por cinco Comunidades Autónomas —Navarra, Castilla y León, País Vasco, Castilla-La Mancha y La Rioja— en la utilización de la excedencia por cuidado de hijos. Para ello, se plantea un diseño de investigación cuasiexperimental, conocido con el nombre de «dobles diferencias» (*difference-in-difference*). La investigación está basada en una submuestra extraída de la Muestra Continua de Vidas Laborales (año 2006), compuesta por 94.493 personas que eran titulares del derecho a la excedencia en el periodo 1996-2006. Los resultados reflejan un efecto positivo de las medidas implementadas por Navarra y Castilla y León y confirman la relevancia de la cuantía económica frente a otras características en su diseño. Sin embargo, ninguna de las políticas tiene incidencia en el uso de la excedencia por parte de los hombres, incluso en el caso de aquellas Comunidades que han establecido discriminaciones positivas en su diseño.

Abstract

This article analyses the impact of the policies implemented by five Autonomous Communities —Navarre, Castile and Leon, the Basque Country, Castile-La Mancha and La Rioja— on parental leave use. The research adopts a quasi-experimental design, which is known in public policy evaluation as *difference-in-difference*. The analysis is based on a subsample which stems from the «Muestra Continua de Vidas Laborales» (wave 2006), and is comprised of 94,493 people who were entitled to parental leave in the 1996-2006 period. The results show a positive effect of Navarre and Castile and Leon's policies and confirm the relevance of benefit levels versus other design characteristics. However, none of these policies have an effect on men's use of parental leave, even in the case of those Autonomous Communities that have implemented positive discrimination measures.

INTRODUCCIÓN¹

La legislación laboral española contempla el derecho de los padres trabajadores por

cuenta ajena a disfrutar de una situación de excedencia por cuidado de hijos o hijas menores de tres años. Un derecho que lleva aparejado la reserva del mismo puesto de

¹ La autora agradece la financiación recibida del Ministerio de Ciencia e Innovación (Plan Nacional de I+D+i, proyecto CSO2010-17811/SOC) y del Instituto de la Mujer (pro-

yecto IM 43/09) para la elaboración de este trabajo, así como los comentarios realizados por M^{rs}. José González (UPF), Berkay Özcan (LSE) y Libertad González (UPF).

Irene Lapuerta: Universidad Pública de Navarra | irene.lapuerta@unavarra.es

trabajo durante un período máximo de un año y el mantenimiento de las cotizaciones al Sistema Nacional de la Seguridad Social durante dos, pero que no contempla ninguna compensación de carácter económico. Por este motivo, numerosas Comunidades Autónomas han desarrollado, a partir del año 2000, medidas complementarias dirigidas a paliar la pérdida de ingresos que conlleva el ejercicio de este derecho y, por ende, incentivar su utilización. Este es el caso de Navarra, Castilla y León, País Vasco, Castilla-La Mancha y La Rioja que, en el año 2011 y bajo distintos requisitos, ofrecían ayudas monetarias de cuantía fija.

El objetivo de este artículo consiste en analizar el efecto de estas políticas autonómicas en la utilización de la excedencia por cuidado de hijos/as. Investigaciones anteriores han demostrado que los factores que explican su uso en España están relacionados con un fuerte arraigo laboral —contratos de carácter estable, jornada a tiempo completo y mayor antigüedad laboral en la empresa—, un elevado capital humano —niveles más altos de educación y grupo de cotización—, una mayor protección en el lugar del trabajo —como en el caso de las empresas con un número elevado de trabajadores o en el de los funcionarios— y una clara desigualdad de género (Lapuerta *et al.*, 2009; Escobedo, 2008). Sin embargo, muy pocos estudios han puesto el foco de atención en las diferencias regionales, omitiendo, en consecuencia, una parte fundamental del contexto institucional español en el ámbito de la política social y, por extensión, de la política familiar.

De hecho, bajo un mismo marco regulador del derecho a la excedencia, las Comunidades Autónomas mencionadas han implementado ayudas económicas que varían en aspectos tan distintos como: los criterios de provisión (universal vs. asistencial), las cuantías económicas que ofrecen (desde los 200 hasta los 603 euros mensuales, en el año 2008), los requisitos de acceso o la propia gestión de las ayudas, en temas referidos,

por ejemplo, a sus plazos de solicitud o formas de pago. Pero ¿cuál es su impacto real?, ¿suponen un incentivo para disfrutar de una excedencia por cuidado de hijos?, y, en tal caso, ¿hasta qué punto las diferencias en el diseño de estas medidas explican las variaciones en su utilización?

España es, además, un estudio de caso interesante por dos motivos fundamentales. En primer lugar, la mayor parte de la literatura en esta área se ha centrado en el análisis de los países nórdicos y centroeuropeos que son, precisamente, los que han implementado sistemas más generosos de licencias parentales (Pylkkänen y Smith, 2004; Lappegard, 2008). No obstante, desconocemos en gran medida los efectos de su diseño en los países del sur de Europa, caracterizados por bajas tasas de fecundidad y bajas tasas de empleo entre las madres con hijos pequeños. Un vacío especialmente relevante teniendo en cuenta que este instrumento puede presentar enormes potencialidades a la hora de garantizar la igualdad de género (Duvander *et al.*, 2005; Haas y Hwang, 2005), la igualdad social (Esping-Andersen, 2004) y por último, aunque no menos importante, el bienestar y el desarrollo del menor (Waldfogel, 2002; Tanaka, 2005).

En segundo lugar, y desde un punto de vista metodológico, España constituye un escenario ideal para desarrollar un diseño de investigación cuasiexperimental en el que, a través del establecimiento de un grupo de tratamiento y otro de control, comparemos el cambio en el promedio de la utilización de la excedencia entre ambos grupos. Este enfoque se conoce, en el marco de la evaluación de políticas públicas, con el nombre de «dobles diferencias» (*difference-in-difference*). Esta estrategia de evaluación elimina el problema de endogeneidad presente en la mayoría de los análisis sobre licencias parentales, en los que resulta complicado esclarecer si variables no observadas por el investigador que influyen en la utilización de las licencias están correlacionadas con los cambios

en la configuración de estos derechos (Nyberg, 2000; Ellingsæter, 2009). Esto sucede, por ejemplo, cuando la modificación de la regulación de las licencias se produce en respuesta a un aumento en la utilización de estos recursos y no al revés. Una relación causa-efecto que es todavía más difícil de determinar en los análisis comparados, debido a las enormes diferencias en el contexto institucional y cultural de cada país. El establecimiento de un grupo de control, cuyo comportamiento vaya a estar afectado en el mismo sentido y por las mismas variables, excepto por la implementación de la política, soluciona este problema. El caso de España y, en concreto, su propio mapa de autonomías, facilita la configuración de los grupos de tratamiento y de control y, por consiguiente, permite dilucidar cuál es la combinación de características en el diseño de estas políticas que incentivan la utilización de la excedencia.

Para ello, la investigación está basada en la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) del año 2006, que contiene información individual procedente de tres registros administrativos: la Seguridad Social, la Agencia Tributaria y el Padrón Municipal. A partir de la MCVL se ha extraído una submuestra de 94.493 personas que comparten una doble característica. En primer lugar, son madres y padres de al menos un niño nacido en el período objeto de análisis en este artículo y que incluye los años comprendidos entre 1996 y 2006. En segundo lugar, eran trabajadores por cuenta ajena en el momento del nacimiento del hijo y, por lo tanto, titulares del derecho a la excedencia. De ellos, el 4,2% disfrutó de una o más excedencias.

El artículo se ha estructurado en cinco apartados. En el segundo apartado se presenta la evolución en la regulación del derecho a la excedencia por cuidado de hijos en España y la implementación de las medidas complementarias en las Comunidades Autónomas. En el tercero se plantea una revisión de la literatura sobre las características en el

diseño de las licencias parentales que incentivan su utilización y la hipótesis de trabajo. En el cuarto apartado se explican los datos y la estrategia de evaluación en la que se sustenta este estudio. El quinto apartado incluye los resultados del análisis. Por último, el artículo cierra con unas breves conclusiones y una reflexión general sobre el diseño de la excedencia por cuidado de hijos en España.

LA REGULACIÓN DE LA EXCEDENCIA EN ESPAÑA

El artículo 46.3 del Estatuto de los Trabajadores establece el derecho a la excedencia por cuidado de hijos al reconocer que los trabajadores podrán ausentarse de su puesto de trabajo para atender el cuidado de cada hijo y hasta que estos cumplan tres años. La excedencia se configura, de este modo, como un derecho individual, complementario a las licencias por maternidad y paternidad, que se asimila a una suspensión temporal del contrato de trabajo de carácter forzoso. Esta última característica supone, por un lado, la exclusión de los trabajadores autónomos, ya que la titularidad del derecho se sustenta en la existencia de una relación contractual entre un trabajador y un empresario que en el caso de este colectivo no se da. Por otro lado, su consideración jurídica de excedencia «forzosa» muestra el reconocimiento por parte del legislador del interés público de la tarea desarrollada durante la interrupción laboral: la atención y el cuidado de los menores. En consecuencia, se regulan una serie de garantías laborales mínimas que cubren este período y que pueden ser ampliadas en el marco de la negociación colectiva.

Entre ellas cabe destacar, en primer lugar, la reserva del mismo puesto de trabajo durante el primer año de la excedencia (dos en el caso de los trabajadores del sector público), quedando la reincorporación vinculada a un puesto de categoría similar en el tiempo restante; en segundo lugar, todo el período de

TABLA 1. Principales características del derecho a la excedencia por cuidado de hijos en las sucesivas reformas. España: 1980-2007

Reformas	Titularidad del derecho	Garantías laborales		
		Antigüedad	Reserva del puesto de trabajo	Cotización en la Seguridad Social
1980 ⁽¹⁾	Familiar	No	No	No
1989 ⁽²⁾	Familiar	1 año	1 año	No
1995 ⁽³⁾	Familiar	3 años	1 año	1 año
1999 ⁽⁴⁾	Individual	3 años	1 año	1 año
2007 ⁽⁵⁾	Individual	3 años	1 año	2 años

(1) Ley 8/1980, de 10 de marzo, del Estatuto de los Trabajadores.

(2) Ley 3/1989, de 3 de marzo, por la que se amplía a 16 semanas el permiso de maternidad y se establecen medidas para favorecer la igualdad de trato de la mujer en el trabajo.

(3) Ley 4/1995, de 23 de marzo, de regulación del permiso parental y por maternidad.

(4) Ley 39/1999, de 5 de noviembre, de conciliación de la vida familiar y laboral.

(5) Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres.

Fuente: Elaboración propia.

excedencia computa a la hora de calcular la antigüedad laboral, lo que tiene efectos, por ejemplo, en los procesos de promoción salarial o cuando se establecen las compensaciones económicas en caso de despido; y, por último, la Seguridad Social asume las cotizaciones del trabajador en las contingencias relativas a la jubilación, la incapacidad permanente, la muerte y supervivencia, y la maternidad y paternidad durante los dos primeros años de excedencia². Pero, al contrario de lo que sucede en los permisos por maternidad y paternidad en los que se reconoce el 100% de la base de cotización salarial, la situación de excedencia no lleva aparejada ninguna compensación de carácter económico.

El marco regulador actual del derecho a la excedencia hasta aquí expuesto ha sufrido importantes modificaciones desde el inicio de la etapa democrática. La tabla 1 expone las principales variaciones de los criterios an-

teriormente mencionados introducidas por las sucesivas reformas en el período 1980-2007. De hecho, la redacción original del Estatuto de los Trabajadores de 1980 ya contemplaba este derecho. No obstante, su titularidad era familiar y no implicaba ninguna protección laboral, quedando circunscrita al ámbito de la negociación colectiva.

Las características fundamentales de este derecho quedaron definidas por la Ley 4/1995, de regulación del permiso parental y por maternidad, cuando la Seguridad Social asumió la cotización del trabajador durante el primer año y se amplía el cómputo de la antigüedad laboral a la totalidad del período de excedencia. De ahí la elección de los años que transcurren entre 1996 y 2006 como período objeto de análisis, ya que el diseño de la excedencia permanece prácticamente inalterado. La excepción la constituyó la Ley 39/1999 de conciliación de la vida familiar y laboral que individualizó la titularidad del derecho. Sin embargo, las implicaciones prácticas de esta reforma fueron tremendamente limitadas, debido al hecho de que el 96% de

² Quedan excluidas de protección las contingencias por desempleo e incapacidad temporal.

las personas que disfrutan de excedencias son mujeres (Lapuerta *et al.*, 2009).

La licencia parental en España se caracteriza, en consecuencia, por ser un recurso muy generoso en tiempo, pero escasamente protector en términos económicos. Por esta razón, algunas Comunidades Autónomas han desarrollado, a partir del año 2000, medidas complementarias que establecen ayudas económicas de cuantía fija con el objetivo de incentivar la utilización de este recurso. Este es el caso de Navarra (que introdujo la ayuda en el año 2000), Castilla y León (2001), País Vasco (2002), Castilla-La Mancha (2002) y La Rioja (2003)³. La tabla 2 muestra las principales características de estas ayudas⁴.

Navarra reconoce una prestación de 400 euros mensuales a aquellos progenitores que decidan acogerse a una situación de excedencia por cuidado de su segundo o sucesivos hijos (o el primero si padece una minusvalía igual o superior al 25%). La ayuda se extiende hasta que el menor cumple un año, en el caso del segundo hijo, o hasta que cumpla tres, en el caso del tercero y sucesivos. Castilla y León, por su parte, ofrece el equivalente anual del Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples (IPREM), que en el año 2006 ascendía a 6.707 euros. Sin embargo, limita su acceso a las unidades familiares que no superen unos ingresos netos de 37.500 euros anuales e impone una duración de la excedencia de un año. También La Rio-

ja sigue estos criterios, fijando el umbral de renta en 30.000 euros y una duración que puede oscilar entre uno y tres años, pero su cuantía es considerablemente inferior (210 euros mensuales).

De esta forma, solo el País Vasco reconoce una ayuda con carácter universal y desde el primer hijo, compensando con 200 euros mensuales a las mujeres y con 250 euros a los hombres. Castilla-La Mancha merece una mención especial, ya que su ayuda está dirigida exclusivamente a los hombres. De este modo, concede un pago único de 900 euros a aquellos progenitores que se acojan durante un mes a la situación de excedencia, pero lo supedita al disfrute —también por parte del padre— de dos semanas del permiso de maternidad⁵. Igualmente, cabe destacar la titularidad familiar de las ayudas en Navarra, Castilla y León y La Rioja, lo que significa que vinculan la concesión de la prestación a que ambos progenitores estén empleados y solo uno de ellos disfrute de la excedencia. En el caso de estas dos últimas Comunidades solo reconocen una única ayuda por familia e hijo. Todas, además, exigen la acreditación de un período mínimo de empadronamiento que oscila desde los seis meses de Castilla y León y La Rioja hasta los dos años de Navarra y Castilla-La Mancha. En el caso de Navarra este requisito se extiende a todos los miembros de la unidad familiar.

Pero, junto a estas características que definen las condiciones de elegibilidad de las distintas prestaciones, es necesario tener en cuenta otro criterio que afecta a su capacidad protectora: la forma en que se realizan los pagos. Así, Navarra es la única Comunidad que implementa un sistema de pagos mensuales, mientras que el País Vasco establece dos pagos fraccionados, con-

³ Las Islas Baleares y Murcia también pusieron en marcha una ayuda económica en junio del 2008. Ambas medidas quedan excluidas del presente estudio, ya que su implementación es posterior al periodo objeto de análisis en este trabajo (1996-2006). La ayuda por excedencia de las Islas Baleares fue, además, derogada en 2010.

⁴ A partir del año 2007 todas las Comunidades Autónomas han reformulado sus ayudas. Por lo tanto, la descripción que aquí ofrecemos hace referencia a la situación de las ayudas en el año 2006. Cabe indicar que ninguna ha sufrido modificaciones en su diseño en el período objeto de análisis en este artículo.

⁵ El permiso por maternidad tiene una duración, con carácter general, de 16 semanas, de las cuales 6 tienen que ser disfrutadas obligatoriamente por la madre después del parto. Las otras 10 pueden transferirse al padre, siempre y cuando no haya riesgo para la salud materna.

TABLA 2. Principales características de las ayudas autonómicas por excedencia (2006)

	Titularidad del derecho	Cuantía	Duración de la ayuda	Limitación de ingresos
NAVARRA	Familiar a partir del 2º hijo/a	400,46 euros mensuales	3 meses mínimo y hasta que el niño cumpla 1 año, en el caso del segundo, y hasta que cumpla 3 con el tercero o sucesivos	No
CASTILLA Y LEÓN	Familiar	560 euros mensuales y 700 para familias monoparentales	1 año	37.500 euros renta neta familiar
PAÍS VASCO	Individual	Mujeres: 200 euros mensuales Hombres: 250 euros mensuales	De un día a tres años	No
CASTILLA-LA MANCHA	Hombres	900 euros en un pago único	Un mes	No
LA RIOJA	Familiar	210 euros mensuales	De 1 a 3 años	30.000 euros renta neta familiar

Fuente: Elaboración propia.

cediendo la mitad del cómputo total en el momento en que se aprueba la solicitud y la mitad restante una vez terminada la situación de excedencia. Castilla y León y La Rioja lo vinculan a la finalización del período de excedencia.

El resultado de este panorama es una tasa de utilización de la excedencia que, en el año 2006 y según cálculos con la Muestra Continua de Vidas Laborales, oscila desde el 18,9% de Castilla y León, la Comunidad que presenta un porcentaje más elevado, hasta el 2,4% de Galicia, con el porcentaje más bajo. La media de España se sitúa en el 7,3%⁶. Pero ¿en qué medida

es esta variación producto de las políticas autonómicas? Para responder a esta pregunta, en el próximo apartado revisamos las características en el diseño de estas licencias que, según la literatura, incentivan su uso.

CARACTERÍSTICAS EN EL DISEÑO DE LAS LICENCIAS PARENTALES QUE INCENTIVAN SU UTILIZACIÓN: EVIDENCIAS EMPÍRICAS E HIPÓTESIS DE TRABAJO

Pese al desarrollo generalizado de las licencias parentales en la mayoría de los países industrializados, los estudios comparados reflejan enormes variaciones en las caracte-

⁶ Las tasas de utilización de las Comunidades objeto de estudio en el año 2006 son: 15,3% en Navarra, 18,9% en Castilla y León, 10,2% en el País Vasco, 5,3% en Castilla-La Mancha y, por último, 13,3% en La Rioja. Esta tasa representa el porcentaje de personas (madres y padres) que eran trabajadoras por cuenta ajena en el

momento del nacimiento de su hijo en el año 2006 y que disfrutaron de una excedencia ese mismo año.

rísticas de estos recursos y, por ende, en sus pautas de utilización (Deven y Moss, 2002; Math y Meilland, 2004; Fagan y Hebson, 2004; Moss, 2010). Así, mientras en el Reino Unido apenas un 11% de las madres disfrutaban de una excedencia y más de la mitad de ellas durante menos de una semana (Moss, 2010), este porcentaje alcanza en Suecia a la práctica totalidad de las progenitoras, siendo la duración media de la situación de excedencia de dieciséis meses (Bygren y Duvander, 2006). Las diferencias son todavía más acentuadas si tenemos en cuenta el sexo de los titulares de la licencia. Así, en países como Noruega o Finlandia el 100% de las madres trabajadoras disfrutaban de un período de excedencia, frente al 69 y el 54% respectivamente de los padres trabajadores. Estos mismos porcentajes se sitúan en el 40% de las madres y el 9% de los padres en el caso de los Países Bajos y el 33 y el 3% respectivamente en Dinamarca (Bruning y Plantenga, 1999).

En los últimos años se ha desarrollado una amplia literatura que intenta determinar las causas explicativas de estas diferencias. Una parte de las investigaciones han puesto el foco de atención en las características del hogar y, en particular, de la pareja (Bygren y Duvander, 2006; Lappergard, 2008). Un segundo grupo ha señalado la importancia del contexto laboral y, específicamente, de las características del puesto de trabajo y el ambiente laboral en el que este se desarrolla. Desde esta perspectiva, la posibilidad de sustitución del trabajador, su nivel de responsabilidad, la exigencia de presencialidad en la empresa o el grado de masculinización de la plantilla son factores a tener en cuenta (Brandth y Kavande, 2001, 2002; Lapuerta *et al.*, 2011). Otros, en cambio, destacan la importancia de las preferencias del propio trabajador (Hakim, 2000, 2003) y del contexto cultural (Pfaueffinger, 2005), entendiendo por este término los valores de género imperantes en una sociedad. Sin embargo, la mayoría de las investigaciones coinciden

en señalar la importancia del diseño del sistema de licencias parentales, haciendo especial hincapié en los criterios de acceso a estos recursos y en los beneficios que llevan aparejados (Moss y Deven, 1999; Gornick y Meyers, 2003; Anxo *et al.*, 2007; Ray *et al.*, 2010)⁷.

De este modo, la *configuración de las licencias* como un derecho universal o, por el contrario, dirigida a cubrir las necesidades específicas de una parte de la población sería el primer rasgo definitorio de su diseño. Los estudios sugieren que la primera de estas características favorece la utilización de la excedencia. Dos son los mecanismos que actúan de forma positiva en este sentido. En primer lugar, la configuración de derechos universales simplifica los canales de información, haciendo a los ciudadanos más conscientes de sus derechos como padres y trabajadores y, en consecuencia, facilitando su ejercicio posterior (Behrendt, 2000; Moss, 2010). Conocer la existencia de un derecho es, por lo tanto, el requisito previo para poder ejercerlo. Una premisa que, aunque a priori puede parecer trivial no lo es tanto en el caso de la excedencia, debido a su carácter voluntario y complementario a otros derechos fundamentales (en este caso, a los permisos por maternidad y paternidad). Fox *et al.* (2009), por ejemplo, ponen de manifiesto, a partir de los datos del Eurobarómetro 59.1, que los niveles de conocimiento del derecho a la excedencia eran, en el año 2003, muy diferentes entre los hombres residentes en los países de la UE-15. Así, mientras el 97% de los suecos y el 83% de los holandeses eran conscientes de su existencia, la cifra no superaba el 60% en Irlanda, Portugal y España. Los canales de información y conocimiento

⁷ Véase el trabajo de Lapuerta (2012) para una revisión exhaustiva de los factores señalados. Dado que el objetivo de este artículo es evaluar el impacto de cinco políticas autonómicas en la utilización de la excedencia, aquí se profundiza en las características del diseño de estas políticas que incentivan su utilización.

de la excedencia pueden, además, verse dificultados en aquellos contextos en los que intervienen distintos niveles administrativos en su regulación. Este es el caso de España, en el que a una configuración del derecho a la excedencia ya de por sí fragmentada a nivel estatal⁸, se añaden las regulaciones de las Comunidades Autónomas y las particularidades introducidas en el marco de la negociación colectiva a través de los convenios de empresa (Miguélez *et al.*, 2007; Escobedo, 2008; Lapuerta *et al.*, 2009).

En segundo lugar, los derechos de carácter universal neutralizan, en gran medida, la estigmatización que puede llevar aparejada su ejercicio. Un problema que puede aparecer cuando la titularidad y el acceso a un derecho se vinculan a sectores concretos de la población que comparten características específicas. En el caso de la excedencia, las investigaciones demuestran que este efecto estigmatizador constituye una de las mayores preocupaciones de las madres, y especialmente de los padres, ya que consideran que su utilización puede ser interpretada por parte del empleador como una falta de compromiso con el trabajo (Anxo *et al.*, 2007; Whitehouse *et al.*, 2007; Fox *et al.*, 2009). Un miedo especialmente visible en aquellos progenitores que desean continuar su carrera laboral tras el nacimiento de los hijos y que trabajan en empresas muy masculinizadas o que requieren un elevado grado de dedicación y presencia física en el puesto de trabajo (Brandth y Kavande, 2001; Bygren y Duvander, 2006). Brandth y Kavande (2002), por ejemplo, constatan que los padres noruegos que trabajan en empresas que exigen de forma generalizada la realización de horas ex-

tras usan en menor medida la licencia parental y, en caso de utilizarla, lo hacen durante un período más corto de tiempo. Lapuerta *et al.* (2011) muestran, para el caso de España, que la excedencia se utiliza más y durante más tiempo cuanto mayor es el número de empleados en la empresa, debido a la mayor protección de la que gozan estos trabajadores, amparados por una representación sindical organizada y los convenios colectivos específicos de empresa. De este modo, en la medida en que los períodos de excedencia sean considerados derechos universales y pasen a ser percibidos como una etapa más en la vida de los trabajadores —hombres y mujeres—, se reducirá la estigmatización y, por ende, las presiones derivadas del ámbito laboral y las posibles penalizaciones relacionadas con su disfrute.

Junto a la configuración de las licencias, la segunda característica a tener en cuenta en el diseño de estos recursos es su *titularidad* (Bruning y Plantenga, 1999; De Henau, 2008; Moss, 2010). Esta puede ser familiar, cuando la elegibilidad se vincula a la situación de ambos progenitores y solo uno de ellos puede disfrutar de una excedencia, o individual, si los dos pueden utilizarla. En este sentido, los estudios evidencian que las licencias diseñadas como un derecho individual o aquellas que son de titularidad familiar, pero que introducen un elemento de obligatoriedad para ambos progenitores, incentivan su utilización, especialmente en el caso de los hombres. Este último diseño se corresponde, por ejemplo, con las cuotas no transferibles introducidas en Suecia, Noruega o Alemania, que imponen un período de disfrute obligatorio para el padre que, en caso de no ser utilizado, reduce la duración máxima del período de licencia (Deven y Moss, 2002; O'Brien *et al.*, 2007; Reich, 2010). Tal y como han subrayado algunos autores, ambos diseños contrarrestan la posición de desventaja de la que, generalmente, parten las mujeres a la hora de negociar qué miembro de la pareja disfruta de la exce-

⁸ Tal y como hemos explicado en el apartado anterior, solo los trabajadores por cuenta ajena son titulares del derecho a la excedencia en España. A esta especificidad se añade la protección del puesto de trabajo durante dos años para los trabajadores del sector público, frente al año que, como norma general, gozan el resto de los trabajadores.

dencia, introduciendo elementos normativos e incentivos explícitos que guían el comportamiento de ambos progenitores (Brandth y Kavande, 2002; Fox *et al.*, 2009; Kamerman y Moss, 2011). Se trata, en consecuencia, de reconocer a los hombres, y no solo a las mujeres, su derecho a ser cuidadores. Algo a lo que no contribuyen los esquemas de licencias de titularidad familiar, que son utilizados mayoritariamente por las mujeres (O'Brien, 2004; Brandth y Kavande, 2009).

La tercera característica determinante en el diseño de estos recursos es la *retribución económica* que llevan aparejados. De este modo, cuanto mayor sea la cuantía, más utilizado será este recurso. Así, por ejemplo, algunos países ofrecen un porcentaje fijo de compensación salarial, mientras que otros proveen ayudas de cuantía fija (Math y Meilland, 2004; Ray *et al.*, 2010). Entre los primeros encontramos a los países nórdicos y a Alemania⁹, con porcentajes de sustitución salarial superiores al 66%. Estos son, precisamente, los países que presentan tasas de utilización más elevadas (Moss, 2010). En cambio, Irlanda, Grecia y Reino Unido no ofrecen una compensación económica por las situaciones de excedencia, aunque su disfrute conlleva una serie de garantías laborales. Este último es también el caso de España, con la excepción de las ayudas ofrecidas por las Comunidades Autónomas objeto de estudio. De esta forma, las investigaciones constatan que allí donde las cuantías económicas son muy reducidas o inexistentes, la utilización de estos recursos es muy baja, y todavía más en el caso de los hombres (Han y Waldfogel, 2003; Whitehouse *et al.*, 2007; O'Brien *et al.*, 2007; Lapuerta *et al.*, 2009).

⁹ Alemania modificó en el año 2007 su sistema de licencias parentales, pasando de ofrecer una cuantía económica fija, previa comprobación de ingresos, a un porcentaje de sustitución salarial del 67%, limitado por un tope mínimo y máximo. Para más información véanse Spiess y Wrohlich (2008) y Reich (2010).

Además de estas tres características en el diseño de las licencias, también es importante tener en cuenta otros aspectos como, por ejemplo, la *periodicidad de los pagos* o la *flexibilidad* ofrecida a los padres para que ejerzan estos derechos. En este sentido, las regulaciones varían enormemente en función de, por ejemplo, el período máximo en que puede ejercerse una excedencia, que viene generalmente determinado por la edad del niño; si esta debe ser disfrutada a continuación de los permisos por maternidad y paternidad; o si tiene que ser utilizada en un solo bloque o, por el contrario, puede ser fraccionada. Los datos reflejan que allí donde más flexible es la regulación de la excedencia, de tal forma que su disfrute pueda adaptarse mejor a las circunstancias y necesidades familiares, y allí donde se garantiza el cobro de las retribuciones económicas de forma periódica, más elevada es la utilización de este recurso (Bruning y Plantenga, 1999; Moss, 2010).

La tabla 3 valora estos aspectos para las ayudas implementadas por Navarra, Castilla y León, País Vasco, Castilla-La Mancha y La Rioja, completando la descripción ofrecida en el segundo apartado. De este modo, en primer lugar, podemos observar que Castilla y León y La Rioja han restringido la configuración del derecho establecido a nivel estatal, vinculando la percepción de la ayuda a la comprobación previa de los ingresos de la unidad familiar. Una característica que repercute negativamente en el acceso a este derecho y que, en consecuencia, puede reducir el impacto de sus respectivas medidas. También Navarra establece una limitación extra en su configuración, pero en este caso en función del rango del hijo. En segundo lugar, todas las Comunidades, excepto el País Vasco, vinculan la percepción de la ayuda a la situación de la unidad familiar, a pesar de que la titularidad de la excedencia por cuidado de hijos es individual. De hecho, Navarra, Castilla y León y La Rioja exigen que los dos padres trabajen y solo uno de ellos ejerza su

TABLA 3. Valoración de las características en el diseño de las ayudas autonómicas por excedencia

	NAVARRA	CASTILLA Y LEÓN	PAÍS VASCO	CASTILLA-LA MANCHA	LA RIOJA
Configuración del derecho ¹	+/-	-/+	+/+	+/+	-/+
Titularidad del derecho ²	-	-	+	-	-
Cuantía económica ³	+	+	-	+	-
Periodicidad pagos ⁴	+	-	+	-	-
Flexibilidad ayuda ⁵	+/+	-/-	+/+	+/-	-/-
<i>Valoración</i> ⁶	5(+) vs. 2(-)	2(+) vs. 5(-)	6(+) vs. 1(-)	4(+) vs. 3(-)	1(+) vs. 6(-)

¹ El primer signo valora si se trata de una ayuda de carácter universal (+) o asistencial, es decir, limitada en función de la renta de la unidad familiar (-). El segundo signo indica si la ayuda es aplicable a partir del primer hijo (+) o del segundo y sucesivos (-).

² El signo (+) refleja que la titularidad del derecho es individual y el (-) familiar.

³ El signo (+) indica que la cuantía de la ayuda representaba un porcentaje de sustitución igual o superior al 20% del salario bruto mensual medio en el año 2006 en la Comunidad Autónoma de referencia y (-) que la cuantía es inferior.

⁴ El signo es (+) si la ayuda se paga mensualmente o de forma fraccionada durante el periodo de disfrute de la excedencia o (-) si se percibe una vez ha concluido la situación de excedencia.

⁵ El primer signo indica si la excedencia puede disfrutarse por un periodo relativamente corto (+) o establece un periodo mínimo superior a un año (-). El segundo signo indica si la excedencia puede reanudarse tantas veces como se quiera mientras el niño sea menor de un año (+) o si la ayuda solo se reconoce por el disfrute de un único periodo de excedencia (-).

⁶ La valoración recoge la suma de las características positivas en el diseño de estas ayudas (+) versus las negativas (-).

Fuente: Elaboración propia.

derecho a la excedencia para poder percibir la ayuda. Mención específica requiere Castilla-La Mancha, cuya ayuda se dirige exclusivamente a los hombres. Sin embargo, para que ellos puedan beneficiarse de esta medida se exige que la madre esté empleada y que, además, ceda dos semanas del permiso de maternidad al padre. Por lo tanto, el posible efecto positivo de la titularidad individual del derecho a la excedencia a nivel estatal puede quedar anulado, o cuando menos contrarrestado en el diseño de estas políticas.

En relación a la cuantía económica de las ayudas, cabe señalar que Castilla-La Mancha es la Comunidad que ofrece la cuantía más elevada: 900 euros, que equivalían, en el año 2006, al 58% del salario bruto medio mensual de los hombres residentes en esa Comunidad. Le sigue Castilla y León, con 560 euros, que se correspondían con el 47%

del salario bruto medio mensual en el caso de las mujeres y el 34% en el de los hombres. A cierta distancia, pero todavía por encima del 20%, se sitúa la ayuda ofrecida por Navarra, con porcentajes de sustitución salarial situados, exactamente, en el 27 y el 20% respectivamente. En cambio, las cuantías del País Vasco y La Rioja no representan, para ninguno de los sexos, porcentajes superiores al 15%¹⁰, por lo que el incentivo económico que ofrecen es realmente bajo¹¹. No obstan-

¹⁰ Tampoco en el caso de los hombres en el País Vasco, pese a que la ayuda establece una pequeña discriminación positiva en la cuantía cuando es el padre quien disfruta de la excedencia (250 euros mensuales vs. 200 euros).

¹¹ Estos cálculos están basados en los datos de la Encuesta de Estructura Salarial 2006, realizada por el Instituto de Estadística de España (INE) (información disponible en: <http://www.ine.es/daco/daco42/salarial/prinre06.pdf>, consultado el 19 de agosto de 2011).

te, Navarra y el País Vasco son las únicas Comunidades que proporcionan pagos periódicos; en el caso de la primera, de carácter mensual, y en el de la segunda, fraccionado en dos (50% al inicio de la situación de excedencia y 50% al final). En el resto de las Comunidades Autónomas la ayuda se recibe una vez ha concluido el período de la excedencia. Una característica que puede limitar el impacto de estas ayudas debido a que solo aquellos hogares que cuenten con un amplio salario de reserva podrán ejercer este derecho. Una circunstancia difícilmente factible en aquellas Comunidades que circunscriben el acceso a la ayuda a la no superación de un umbral de renta y al disfrute de largos períodos de excedencia.

De hecho, las ayudas de Navarra y el País Vasco pueden considerarse también las más flexibles ya que, o bien no establecen duraciones mínimas de la excedencia o estas son relativamente pequeñas. En cambio, Castilla y León y La Rioja solo ofrecen la ayuda por periodos de excedencia superiores a un año. Igualmente, solo Navarra y el País Vasco posibilitan que la ayuda pueda ser reanudada tantas veces como se quiera, siempre y cuando no se supere la edad máxima del niño fijada para poder disfrutar de la ayuda. Por lo tanto, en ambas Comunidades los padres tienen más facilidades para elegir la extensión de la excedencia, lo que les permitirá utilizar este recurso para atender las necesidades de cuidado de los menores durante períodos más breves (por ejemplo, para cubrir las vacaciones escolares).

Teniendo en cuenta las características planteadas, nuestra hipótesis de trabajo es que los diseños de las políticas implementadas por Castilla y León y, especialmente, por La Rioja serán los menos favorables a la utilización de una excedencia, debido a que ambas Comunidades restringen la configuración del derecho en función de la renta familiar. Las dos Comunidades son también muy restrictivas en cuanto a la titularidad del derecho, la flexibilidad de las ayudas y la perio-

dicidad de los pagos. La diferencia radica, no obstante, en la cuantía económica, ya que la ofrecida por Castilla y León casi triplica a la de La Rioja. Sin embargo, los incentivos positivos introducidos por la cuantía serán posiblemente contrarrestados por el resto de las características señaladas, especialmente por el momento en el que se realiza el pago de la ayuda (una vez finalizada la situación de excedencia) y la obligación de disfrutar excedencias por un periodo mínimo de un año. Cabe esperar, por lo tanto, que el impacto de ambas medidas sea nulo o prácticamente residual, especialmente en el caso de los hombres.

Por el contrario, las políticas implementadas por el País Vasco y Navarra combinan un mayor número de rasgos positivos. De este modo, es previsible un impacto positivo de ambas medidas en la utilización de la excedencia, especialmente en Navarra, dado que la cuantía económica que ofrece es más elevada. También cabe esperar un impacto positivo en el caso de la ayuda ofrecida por Castilla-La Mancha a los hombres, pese a que en esta Comunidad, y a diferencia de lo que sucede en el País Vasco y Navarra, la ayuda se percibe al finalizar el periodo de excedencia. Un rasgo negativo, no obstante, que quedará probablemente neutralizado por la corta duración de la excedencia —fijada en un mes— y la elevada cuantía ofrecida, que representa, con creces, el porcentaje de sustitución salarial más alto entre las ayudas ofrecidas. Numerosos estudios muestran, además, que los hombres disfrutaban, en comparación con las mujeres, períodos de excedencia más cortos, por lo que el establecimiento en un mes de la duración de la excedencia puede funcionar como un incentivo positivo en su caso (Lappegard, 2008; Fox *et al.*, 2009; Lapuerta *et al.*, 2009).

En definitiva, el diseño de las ayudas por excedencia varía considerablemente entre las Comunidades Autónomas. De ahí que, dadas sus características, es previsible que las políticas implementadas por Castilla y

León y, especialmente, por La Rioja no tengan impacto en la utilización de este recurso, mientras que este sea positivo en el caso de las ayudas del País Vasco, Navarra y Castilla-La Mancha. En el siguiente apartado, se describen los datos y la metodología que nos permitirán evaluar la incidencia de las medidas autonómicas en la utilización de la excedencia.

DATOS Y METODOLOGÍA DE EVALUACIÓN

El análisis empírico se basa en la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) en su versión del año 2006. Esta base de datos proporciona un conjunto organizado de microdatos individuales extraídos de tres registros administrativos: la Seguridad Social, el Padrón Municipal Continuo y la Agencia Tributaria. De los 1.170.522 individuos que incluye la MCVL, nuestra muestra principal está compuesta por los registros relativos a 94.494 personas, lo que equivale al 8,1% del total. Todos ellos comparten una doble característica: en primer lugar, son madres y padres de al menos un niño nacido en el período comprendido entre 1996-2006 y, en segundo lugar, eran trabajadores por cuenta ajena en el momento del nacimiento del hijo y, por lo tanto, titulares del derecho a la excedencia. En consecuencia, un individuo puede contribuir con más de una observación a la muestra en caso de que tenga más de un hijo en el período señalado y cumpla los requisitos de elegibilidad en la fecha de su nacimiento¹².

A partir de la información de la MCVL-2006 podemos reconstruir, con carácter re-

trospectivo y elevado grado de detalle, la vida laboral de estas personas y, por ende, discernir, entre las causas de interrupción laboral, el paso a una situación de excedencia por cuidado de hijos. Sin embargo, a pesar de sus múltiples ventajas, también presenta algunas limitaciones (Durán, 2007; Lapuerta, 2010). Entre ellas cabe señalar que la población de la que se extrae la muestra está formada por todas las personas que han estado en situación de afiliado en alta o recibiendo alguna pensión contributiva de la Seguridad Social en algún momento del año de referencia (2006), con independencia del tiempo que hayan permanecido en dicha situación. Desconocemos, por lo tanto, las características de aquellos individuos que, aun habiendo estado vinculados al mercado de trabajo con anterioridad, no lo estuvieron en el año 2006. Esta pérdida implica la desaparición de personas que en el período 1996-2005 fueron titulares del derecho a la excedencia pero que, posteriormente, abandonaron el mercado de trabajo de forma transitoria o permanente.

Este sesgo del muestreo impone ciertas cautelas en la utilización de un diseño cuasi-experimental y en la interpretación de los resultados. El objetivo es medir el efecto producido por las ayudas económicas implementadas por Navarra, Castilla y León, País Vasco, Castilla-La Mancha y La Rioja, calculando la diferencia en la utilización de la excedencia entre las personas titulares del derecho residentes en dichas Comunidades después de la entrada en vigor de las ayudas por excedencia y antes de las mismas, en comparación con la diferencia equivalente para sus homólogos que residen en las Comunidades Autónomas que no han implementado ninguna ayuda económica en este concepto. Dicho de otra forma:

$$\text{Impacto (DD)} = (\bar{Y}_{T,1} - \bar{Y}_{T,0}) - (\bar{Y}_{C,1} - \bar{Y}_{C,0}) \quad (1)$$

donde T y C hacen referencia: al grupo de tratamiento (T), en nuestro caso formado por los residentes de cada una de las Comuni-

¹² El número total de observaciones es 118.530. El 18,9% de los individuos contribuyen con dos observaciones a nuestra muestra, mientras que el 1,4% aporta tres o más. De ahí que los errores estándar de todos los modelos que presentaremos en el siguiente apartado están ajustados para el supuesto de no independencia de las observaciones, utilizando la función «cluster» de Stata (Bertrand *et al.*, 2004).

dades Autónomas que han implementado políticas para incentivar la utilización de la excedencia y que cumplen los criterios de elegibilidad de las mismas; y al grupo de control (C), compuesto por los residentes de las 12 Comunidades Autónomas que no han implementado ayudas pero que también cumplen los mismos criterios de elegibilidad. Los números señalan, por su parte, el período anterior (valor = 0) a la entrada en vigor de la ayuda autonómica y el período posterior (valor = 1)¹³.

Este enfoque se conoce con el nombre de «*difference-in-difference*» (DD)¹⁴. La definición de los grupos de tratamiento y de control constituye, en consecuencia, el primer paso necesario a la hora de aplicar el DD. En nuestro caso, el propio mapa de autonomías español facilita esta tarea. Así, en este ejercicio contaremos con cinco grupos de tratamiento y cinco grupos de control. No obstante, la forma en la que se realiza el muestreo de la MCVL, al que aludíamos anteriormente, requiere que profundicemos en las características de estos grupos. Al estudiar el período 1996-2006 corremos el riesgo de construir grupos de tratamiento y de control que no sean fiel reflejo de todos los trabajadores titulares de la excedencia, debido a que una parte de ellos, y especialmente de mujeres, ha podido dejar el mercado de trabajo antes de 2006 (año de referencia de la MCVL) y, por lo tanto, no formarán parte de nuestra muestra.

Gutiérrez-Domènech (2002) establece, utilizando datos de la Encuesta de Población Activa, que la tasa de actividad de las muje-

res españolas se sitúa en el 42,7% entre 6 y 9 meses antes del nacimiento de un hijo o hija cayendo hasta el 32,5% entre 6 y 9 meses después del mismo. No obstante, Alba y Álvarez (2004) subrayan la importancia para el caso de España del período de gestación, ya que es en ese momento cuando se produce un porcentaje elevado de los abandonos del mercado de trabajo. Este fenómeno implicaría que solo una parte de las mujeres ausentes en la MCVL en el período 1996-2005 —cuando la muestra es retrospectiva— eran titulares del derecho de excedencia en el momento del nacimiento del hijo. Los tres autores señalan, además, que las trabajadoras que ocupan peores empleos y las que poseen niveles inferiores de capital humano son las que tienden, en mayor medida, a cambiar su relación con el mercado laboral antes y después de la llegada de un hijo. Variables que también son claves en el resto de países europeos (Pronzato, 2005; Gutiérrez-Domènech, 2005; Del Boca *et al.*, 2009). De ahí que nuestra muestra refleja, en realidad, a los «supervivientes» del mercado de trabajo. La pérdida de los casos anteriormente mencionados conllevaría un sesgo si afectase de forma diferenciada a nuestros grupos de tratamiento y de control, supuesto del que, *a priori*, no tenemos evidencias¹⁵.

Sin perder de vista las particularidades señaladas, cabe mencionar que la utilización del DD está ampliamente extendida en el ámbito de la evaluación de las políticas públicas y, en particular, de las licencias parentales. Así, por ejemplo, Han *et al.* (2009a) analizan, aprovechando un escenario similar al nuestro, las repercusiones de las reformas aco-

¹³ Las fechas de entrada en vigor de las ayudas son: 3 de agosto de 2000 en Navarra, 29 de diciembre de 2001 en Castilla y León, 13 de agosto de 2002 en el País Vasco, 14 de septiembre de 2002 en Castilla-La Mancha y 10 de mayo de 2003 en La Rioja.

¹⁴ El gráfico A1 del anexo ofrece una imagen complementaria a la especificación matemática del DD, reflejando el efecto del tiempo en el grupo de tratamiento y el grupo de control.

¹⁵ Por este motivo incluiremos entre las variables de control, tal y como explicaremos más adelante, indicadores relativos al contexto regional. Igualmente, como medida extra de precaución, hemos repetido los modelos acotando distintos períodos de observación (primero con tres, posteriormente, con dos años antes y después de la entrada en vigor de cada una de las ayudas), no encontrándose resultados sustantivamente diferentes a los que se presentan en este trabajo.

medidas en Estados Unidos en el período 1987-2004 con la implementación de la «*Family and Medical Leave Act*»¹⁶ (1993) a nivel federal y de otras leyes complementarias a nivel estatal. Sus resultados refrendan el efecto positivo de las reformas, al aumentar el tiempo que los trabajadores disfrutaron de una licencia, pero lo circunscriben, especialmente, a las mujeres con estudios secundarios y superiores. Hardoy y Schøne (2004), por contra, evalúan el efecto en la natalidad de las modificaciones introducidas en 1998 en un subsidio noruego, llamado «*Cash for Care*», que tiene por objetivo compensar económicamente a los padres con niños de 1 a 3 años que no utilizan escuelas infantiles públicas. Los autores determinan un efecto negativo de la ayuda, al retrasar el momento en el que las madres noruegas tienen el siguiente hijo¹⁷. Lalive y Zweimüller (2005) estudian el impacto en la natalidad y en la probabilidad de reincorporación al trabajo tras las reformas del sistema de licencias parentales austriaco establecidas en 1990 y 1996, concluyendo un efecto positivo en ambos casos.

En nuestro caso, los modelos de regresión lineal¹⁸ que aplicaremos, con la especi-

ficación DD, pueden formularse de la siguiente manera:

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 T_{ij} + \beta_2 Post_{ijt} + \beta_3 (T_{ij} * Post_{ijt}) + \beta_4 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

donde y_{ijt} es el valor contenido en los datos de la MCVL de que el individuo i en la observación j en la que es susceptible de utilizar una excedencia —puesto que ha tenido un hijo y está empleado por cuenta ajena— finalmente la utilice ($y = 1$) o no ($y = 0$) en el año t ; β_0 es la constante; T_{ij} es una variable dicotómica que adquiere el valor 1 si el individuo i en la observación j está en el grupo de tratamiento o el valor 0 si está en el grupo de control; $Post_{ijt}$ es una variable dicotómica que mide el tiempo y adquiere el valor 1 para todos los años después de la implementación de la política autonómica y 0 para los años anteriores; $T_{ij} * Post_{ijt}$ es la interacción entre ambas variables, que constituye el parámetro DD; X_{ijt} es un vector de variables de control que afectan la probabilidad relativa de utilizar la excedencia; y, por último, ε_{ijt} es el término de error, ajustado bajo el supuesto de no independencia de las observaciones.

La interpretación de los coeficientes es la siguiente: β_1 mide la diferencia promedio en la utilización de la excedencia entre el grupo de tratamiento y el grupo de control; β_2 refleja el cambio en la utilización de la excedencia después de la implementación de la política autonómica; β_3 es el coeficiente clave que captura el impacto de la política autonómica; y, finalmente, β_4 denota el valor de los coeficientes estimados por el modelo para cada una de las variables de control.

¹⁶ La FMLA introduce un permiso no retribuido de 12 semanas por razones médicas o familiares. No obstante, solo son elegibles los trabajadores de empresas con 50 o más empleados y que acreditan el cumplimiento de unas condiciones muy restrictivas.

¹⁷ Este hecho está relacionado con las condiciones de elegibilidad de la licencia de maternidad. En concreto, la madre tiene que acreditar haber estado empleada al menos seis de los últimos diez meses antes de la fecha de nacimiento del hijo.

¹⁸ Ai y Norton (2003) muestran que los coeficientes de las interacciones en los modelos logísticos pueden presentar un efecto sobre la variable dependiente de signo opuesto al real. Por este motivo y debido a que -tal y como vamos a explicar a continuación- la especificación del parámetro DD es una interacción, en este ejercicio utilizamos un modelo de regresión lineal, a pesar de que nuestra variable dependiente es dicotómica (utiliza/ no utiliza la excedencia) y el modelo logístico sería, *a priori*, más apropiado. La regresión lineal es también el modelo aplicado en numerosos estudios que utilizan el enfoque DD con variables dependientes dicotómicas (véase,

por ejemplo, Schøne, 2005; Puhani y Sonderhof, 2008; Han *et al.*, 2009a, 2009b). No obstante, como medida extra de precaución hemos estimado modelos logísticos sin encontrar diferencias sustantivas respecto a los resultados de las regresiones lineales que se presentan en el siguiente apartado. Sin embargo, optamos por presentar los modelos de regresión lineal porque sus coeficientes son más fáciles de interpretar, especialmente en el caso de las interacciones.

Sin embargo, el modelo DD trabaja con dos supuestos fundamentales cuyas implicaciones es necesario valorar (Blundell y Costa Dias, 2008). El primero de ellos es que el efecto período ($Post_{ijt}$) y el efecto de las políticas autonómicas ($T_{ij} * Post_{ijt}$) pueden ser estimados de forma separada. Un supuesto que no se respeta en aquellos casos en que los individuos modifican su comportamiento previendo la puesta en marcha de la política. Algo que parece altamente probable en aquellos casos en que se requieren largos períodos de debate parlamentario o la puesta en marcha de programas piloto, circunstancias que no se dan en el caso de las ayudas autonómicas objeto de estudio. A ello hay que añadir que ninguna contempló efectos retroactivos, por lo que las interrupciones por excedencia susceptibles de obtener compensaciones económicas debían iniciarse en una fecha posterior a la entrada en vigor de las respectivas ayudas. Un criterio este último que, prácticamente, elimina la posibilidad de un sesgo en nuestros coeficientes debido a estrategias anticipadas de los usuarios de excedencias.

El segundo supuesto es que el término de error del modelo (ε_{ijt}) y el efecto de las políticas autonómicas ($T_{ij} * Post_{ijt}$) no deben estar correlacionados. Si en el período de observación 1996-2006 se produjese algún cambio no observado por el investigador que afectase de forma distinta al grupo de tratamiento o al grupo de control, entonces nuestros coeficientes estarían sesgados porque atribuiríamos a las políticas autonómicas lo que en realidad serían efectos del cambio no controlado. Para evitar este problema vamos a incluir en el modelo como variables de control: la tasa de paro por sexo a nivel provincial, la tasa de escolarización de 0-2 años a nivel autonómico y la existencia de ayudas económicas a la reducción de jornada¹⁹. La primera constituye

un indicador de las diferencias regionales en el mercado de trabajo, mientras que con las dos últimas pretendemos controlar las diferencias institucionales que, según la literatura, afectan las decisiones laborales de los individuos tras el nacimiento de un hijo (Baizán y González, 2007; Del Boca y Pascua, 2005; Pronzato, 2007). Igualmente, cabe señalar que la totalidad del período objeto de análisis (1996-2006) coincide con un ciclo económico de carácter expansivo, por lo que parece altamente improbable que el transcurso del tiempo afecte de forma distinta a los grupos de tratamiento frente al grupo de control.

Además, también incluiremos como variables de control: las características socio-demográficas de los individuos (sexo, edad, edad al cuadrado, nacionalidad y nivel de estudios); las características de la familia (rango del hijo, si se trata de un parto múltiple o no y si hay adultos de una tercera generación conviviendo en el hogar); y, por último, las relacionadas con su situación laboral (tipo de contrato, tipo de jornada, tamaño de la empresa, antigüedad laboral, si es funcionario o no, y la base de cotización mensual). Estudios previos han constatado la relevancia de las condiciones laborales a la hora de explicar el uso de la excedencia en España (Lapuerta *et al.*, 2009; Lapuerta, 2012). Es por ello que los modelos estimados controlan las diferencias existentes en este sentido entre los grupos de tratamiento y de control. Las tablas A1, A2, A3, A4 y A5 del anexo muestran los estadísticos descriptivos para los períodos anteriores y posteriores a la implementación de las ayudas en cada Comunidad Autónoma y su grupo de control.

De esta forma, la estrategia de evaluación que adoptaremos consistirá en contrastar el resultado de cada una de las Comunidades Autónomas que han implementado ayudas con su respectivo grupo de control. Sin em-

¹⁹ Galicia e Islas Baleares ofrecen ayudas económicas por reducción de jornada de trabajo, pero no en concepto de excedencia. Del mismo modo, País Vasco, Castilla y León y Navarra incentivan las reducciones, aunque en

el caso de esta última Comunidad la convocatoria de ayudas no tiene una periodicidad estable.

bargo, cabe señalar que en la MCVL no podemos identificar los individuos que han obtenido ayudas económicas. El motivo es que desconocemos si los usuarios de la excedencia cumplen todos los requisitos exigidos por cada Comunidad Autónoma y, menos todavía, aquellos que atañen al conjunto de la familia. Por ejemplo, tal y como hemos señalado en el apartado anterior, Navarra, Castilla y León y La Rioja establecen como condición que los dos padres trabajen y uno de ellos solicite la excedencia. Del mismo modo, estas dos últimas Comunidades limitan el acceso a la ayuda en función de la renta familiar. Todas, además, requieren el cumplimiento de un período mínimo de empadronamiento por parte del solicitante y, en Navarra, del resto de los miembros de la unidad familiar. Al tratarse de una base de datos con información individual²⁰, en la MCVL solo podemos discernir qué personas son titulares del derecho a la excedencia —los trabajadores por cuenta ajena con hijos menores de tres años—. Con el modelo DD mediremos, en consecuencia, el efecto de la política autonómica en el conjunto de la población titular del derecho a la excedencia, pero no en la población que estrictamente cumple las condiciones para ser beneficiario de las ayudas.

No obstante, sí es factible ajustar cada grupo de tratamiento y su respectivo grupo de control en función de algunos criterios de elegibilidad autonómicos fijados a nivel individual. Así, para el caso de Navarra trabajaremos con una muestra de padres y madres con dos o más hijos, ya que la ayuda solo puede obtenerse a partir del segundo hijo, mientras que en el caso de Castilla-La Mancha estará compuesta exclusivamente por

trabajadores varones, al ser estos los únicos titulares de la ayuda. Igualmente, en el resto de Comunidades Autónomas el modelo también será calculado para hombres y mujeres por separado, debido a las diferentes pautas en la utilización de estos recursos en función del género (Gornick y Meyers, 2003; Moss, 2010).

RESULTADOS

La tabla 4 recoge los resultados del test de diferencia de medias en la tasa de utilización de la excedencia entre los residentes de cada una de las cinco Comunidades Autónomas que han implementado ayudas económicas para incentivar el ejercicio de este derecho y sus grupos de control en el período anterior y posterior a la implementación de las políticas autonómicas²¹. De este modo, podemos observar que la Comunidad Autónoma que ha experimentado el mayor incremento en la utilización de la excedencia es Castilla y León, que ha pasado de una tasa media del 6% en el período anterior a la entrada en vigor de su ayuda —establecida en el año 2001— al 18% en el período posterior, lo que representa un aumento de 11 puntos porcentuales. Navarra es la siguiente Comunidad, con un incremento de 9 puntos, pasando del 12 al 21%. Cabe recordar, no obstante, que en el caso de Navarra la tasa promedio de utilización de la excedencia hace referencia a los segundos hijos y sucesivos. Le sigue, aunque a bastante distancia, el País Vasco, con 4 puntos de diferencia y una tasa media del 9% después de la implementación de su ayuda en 2002.

La Rioja y Castilla-La Mancha son las únicas Comunidades que no presentan diferencias estadísticamente significativas en las tasas medias de utilización de la excedencia

²⁰ La muestra no dispone de información del hogar más allá de los datos obtenidos por el padrón municipal (que incluye como variables el sexo y la fecha de nacimiento de las personas que conviven en el hogar). Para más información sobre las características de la información de la MCVL procedente del Padrón Municipal se pueden consultar Lapuerta (2010) y Durán (2007).

²¹ En realidad, la tabla 4 muestra los resultados de la fórmula 1 presentada en el apartado anterior.

TABLA 4. Resultado del test de diferencia de medias en la tasa de utilización de la excedencia para cada CC.AA. y su respectivo grupo de control, antes y después de la implementación de la ayuda

	Antes	Después	Diferencia
Panel A. Navarra¹			
Navarra	0,117 (0,019)	0,210 (0,016)	0,093** (0,027)
Grupo de control	0,037 (0,002)	0,068 (0,001)	0,031** (0,002)
Diferencia	0,080** (0,012)	0,142 (0,010)	0,062** (0,025)
Panel B. Castilla y León²			
Castilla y León	0,061 (0,005)	0,176 (0,007)	0,116*** (0,009)
Grupo de control	0,036 (0,001)	0,060 (0,001)	0,023*** (0,001)
Diferencia	0,024*** (0,004)	0,117*** (0,005)	0,093*** (0,009)
Panel C. País Vasco³			
País Vasco	0,048 (0,004)	0,092 (0,006)	0,044*** (0,007)
Grupo de control	0,038 (0,001)	0,060 (0,001)	0,022*** (0,001)
Diferencia	0,010*** (0,004)	0,032*** (0,005)	0,022*** (0,007)
Panel D. Castilla-La Mancha⁴			
Castilla-La Mancha	0,002 (0,001)	0,005 (0,002)	0,002 (0,002)
Grupo de control	0,002 (0,000)	0,003 (0,000)	0,001*** (0,000)
Diferencia	0,001 (0,001)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)
Panel E. La Rioja⁵			
La Rioja	0,101 (0,014)	0,127 (0,018)	0,026 (0,022)
Grupo de control	0,041 (0,001)	0,062 (0,001)	0,021 (0,001)***
Diferencia	0,060*** (0,009)	0,066*** (0,013)	0,005 (0,021)

¹ Muestra compuesta por segundos hijos y sucesivos. Antes: del 1/1/1996 al 2/8/2000; después: del 3/8/2000 al 31/12/2006.

² Antes: del 1/1/1996 al 28/12/2001; después: del 29/12/2001 al 31/12/2006.

³ Antes: del 1/1/1996 al 12/8/2002; después: del 13/8/2002 al 31/12/2006.

⁴ Muestra compuesta por hombres. Antes: del 1/1/1996 al 13/9/2002; después: del 14/9/2002 al 31/12/2006.

⁵ Antes= del 1/1/1996 al 9/5/2003; después: del 10/5/2003 al 31/12/2006.

** Significativo al $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$. Los errores estándar se muestran entre paréntesis.

Fuente: MCVL-2006.

antes y después de la puesta en marcha de sus respectivas medidas. De hecho, en el caso de Castilla-La Mancha, cuya política está dirigida exclusivamente a los hombres, este indicador pasa del 0,2 al 0,5%, mientras que en La Rioja aumenta del 10 al 13%. Paralelamente, la tabla 4 también refleja un incremento estadísticamente significativo en el uso de la excedencia en los respectivos grupos de control, aunque no tan pronunciado como en el caso de los grupos de tratamiento. Exactamente, la diferencia promedio para el grupo de control de Navarra es de 3 puntos porcentuales; 0,1 en el de Castilla-La Mancha; y 2 puntos porcentuales para los grupos de control de Castilla y León, País Vasco y La Rioja.

No obstante, la información más relevante de la tabla 4 es el estimador DD (destacado en negrita en cada uno de los paneles) que, tal y como avanzábamos en el apartado anterior, refleja el resultado de la doble diferencia en los períodos analizados (después y antes de la implementación de la política) entre el grupo de tratamiento y de control. Este estimador facilita, por lo tanto, una aproximación preliminar y tentativa del impacto de las políticas autonómicas. Así, sus resultados indican que las ayudas implementadas por Navarra, Castilla y León y el País Vasco aumentan la probabilidad de utilizar una excedencia, mientras que las de Castilla-La Mancha y La Rioja no tienen una incidencia estadísticamente significativa.

Sin embargo, estos resultados de carácter descriptivo no tienen en cuenta otras variables que, además de la implementación de la política, pueden diferenciar a los grupos de tratamiento de sus respectivos grupos de control. Una apreciación que es especialmente relevante para los casos de Navarra y La Rioja, ya que ambas Comunidades son las que presentan una mayor diferencia en la tasa media de utilización de la excedencia respecto a sus grupos de control antes de la implementación de la política. Esta se sitúa en 8 y 6 puntos porcentuales respectivamen-

te. De ahí la necesidad de estimar modelos de regresión que controlen estas diferencias y, especialmente, aquellas que, según la literatura, inciden en la utilización de la excedencia. La tabla 5 presenta los resultados de estos modelos para las ayudas de Navarra, Castilla y León, País Vasco y La Rioja²², utilizando la muestra conjunta de hombres y mujeres²³.

De este modo, el coeficiente de la interacción pone de manifiesto que el efecto de las políticas autonómicas se mantiene positivo y significativo en el caso de Navarra y Castilla y León, continúa sin ser significativo en La Rioja, pero desaparece en el caso del País Vasco. La ausencia de efecto de la política implementada en esta última Comunidad se debe a que, al controlar el resto de las variables, el coeficiente de la interacción no alcanza los niveles mínimos de significación estadística. Un resultado que refleja la importancia en el País Vasco del contexto institucional, las condiciones laborales del trabajador y sus propias características sociodemográficas y familiares como factores explicativos de la utilización de la excedencia, por encima de la puesta en marcha de la política.

La tabla 5 muestra, además, que la implementación de la ayuda en Castilla y León está asociada con un incremento de 7,3 puntos porcentuales en la utilización de la excedencia entre los padres y madres titulares de este derecho y residentes en esta Comunidad. La ayuda de Navarra representa un aumento de 5,9 puntos porcentuales en la utilización de la excedencia, pero en este caso entre los progenitores con dos o más hijos. Los resultados reflejan, en consecuen-

²² Castilla-La Mancha queda excluida en este modelo, ya que su ayuda solo es aplicable a los hombres.

²³ Dado que estudios anteriores han explorado en profundidad los factores que justifican la utilización de la excedencia en España (Lapueta *et al.*, 2009; Lapuerta, 2012), en este apartado vamos a centrar la explicación en el resultado de la interacción, que indica el efecto de las políticas autonómicas.

TABLA 5. Resultado de las regresiones lineales (variable dependiente: utiliza / no utiliza la excedencia).
Muestra: padres y madres

	Navarra ∞	Castilla y León	País Vasco	La Rioja
Después CCAA	-0,013*** 0,042**	-0,004*** 0,021***	-0,005*** -0,001	-0,004*** 0,031**
Después*CCAA	0,059***	0,073***	0,010	0,010
Edad	0,018***	0,011***	0,010***	0,010***
Edad ²	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***
Sexo	0,122***	0,113***	0,108***	0,107***
Extranjero	-0,030***	-0,024***	-0,023***	-0,023***
Educ. Primaria ^a	0,001	0,001	0,002	0,001
Educ. Secundaria	0,010***	0,007***	0,007***	0,007***
Educ. Superior	0,014***	0,012***	0,012***	0,012***
Contrato temporal	-0,029***	-0,026***	-0,025***	-0,025***
Jornada parcial	-0,002	-0,005*	-0,005*	-0,005*
Antigüedad en la empresa	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***
Funcionario	0,030***	0,028***	0,027***	0,028***
Tamaño emp: 11-49 ^b	0,015***	0,015***	0,016***	0,015***
Tamaño emp: 50-499	0,039***	0,042***	0,041***	0,041***
Tamaño emp: 500+	0,077***	0,083***	0,079***	0,082***
Cot. 806-1.042 euros ^c	0,001	-0,004*	-0,004*	-0,004**
Cot. 1.043-1.357 euros	-0,004	-0,011***	-0,009***	-0,011***
Cot. 1.358-1.931 euros	-0,013***	-0,019***	-0,016***	-0,017***
Cot. 1.932 euros o +	-0,030***	-0,039***	-0,036***	-0,036***
Rango 2 ^d		0,008***	0,008***	0,008***
Rango 3	0,004	0,010***	0,012***	0,010***
Rango 4 o +	-0,003	-0,003	-0,001	-0,001
Gemelos	0,014**	0,017***	0,016***	0,018***
Abuelos	-0,021***	-0,018***	-0,017***	-0,017***
Tasa de desempleo	-0,003***	-0,002***	-0,002***	-0,002***
Tasa de escolarizac. 0-2 años	-0,001***	-0,000***	-0,000***	-0,000***
Ayuda reducción jornada	0,011	0,015**	0,021***	0,020***
Constante	-0,258***	-0,163***	-0,148***	-0,156***
N	44.342	105.465	105.978	101.218
r ²	0,331	0,216	0,213	0,210

∞ En el caso de Navarra la muestra es para segundos hijos y sucesivos.

* Significativo al $p \leq 0,10$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$.

Categorías de referencia: ^a sin estudios; ^b de 1 a 10 empleados; ^c de 1 a 805 euros; ^d Rango 1 (en el caso de Navarra la categoría de referencia es rango = 2, ya que la ayuda solo se concede a partir del segundo hijo).

Nota: los casos perdidos de las variables nivel educativo, tipo de contrato, tamaño empresa y nivel de cotización se han incluido en una categoría aparte (*missing*) para no acumular pérdida de casos o introducir posibles problemas de sesgo. Los coeficientes no se incluyen en la tabla por cuestiones de extensión. En ningún caso representaban categorías significativamente grandes.

Fuente: MCVL-2006.

TABLA 6. Resultado de las regresiones lineales (variable dependiente: utiliza / no utiliza la excedencia).
Muestra: madres

	Navarra ∞	Castilla y León	País Vasco	La Rioja
Después CCAA	-0,024*** 0,127***	-0,011*** 0,075***	-0,013*** 0,002	-0,012*** 0,082***
Después*CCAA	0,091*	0,143***	0,032	-0,001
Edad	0,040***	0,022***	0,020***	0,022***
Edad ²	-0,001***	-0,000***	-0,000***	-0,000***
Extranjero	-0,087***	-0,066***	-0,061***	-0,061***
Educ. Primaria ^a	0,021***	0,015***	0,017***	0,016***
Educ. Secundaria	0,042***	0,029***	0,030***	0,029***
Educ. Superior	0,040***	0,034***	0,033***	0,033***
Contrato temporal	-0,088***	-0,074***	-0,070***	-0,071***
Jornada parcial	-0,003	-0,007*	-0,008*	-0,006
Antigüedad en la empresa	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***
Funcionario	0,029**	0,029***	0,029***	0,030***
Tamaño emp: 11-49 ^b	0,039***	0,035***	0,034***	0,033***
Tamaño emp: 50-499	0,099***	0,099***	0,097***	0,096***
Tamaño emp: 500+	0,155***	0,165***	0,157***	0,162***
Cot. 806-1.042 euros ^c	-0,008	-0,015***	-0,016***	-0,017***
Cot. 1.043-1.357 euros	-0,014*	-0,028***	-0,024***	-0,028***
Cot. 1.358-1.931 euros	-0,021**	-0,036***	-0,030***	-0,030***
Cot. 1.932 euros o +	-0,051***	-0,074***	-0,068***	-0,068***
Rango 2 ^d		0,017***	0,018***	0,018***
Rango 3		0,017**	0,021***	0,017**
Rango 4 o +	0,003 -0,026**	-0,029***	-0,024**	-0,024**
Gemelos	0,031**	0,038***	0,037***	0,042***
Abuelos	-0,046***	-0,039***	-0,036***	-0,035***
Tasa de desempleo	-0,004***	-0,003***	-0,003***	-0,003***
Tasa de escolarizac. 0-2 años	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
Ayuda reducción jornada	0,012	0,011	0,034**	0,032**
Constante	-0,494***	-0,263***	-0,236***	-0,258***
N	17.183	43.352	43.649	41.636
r ²	0,300	0,191	0,183	0,181

∞ En el caso de Navarra la muestra es para segundos hijos y sucesivos.

* Significativo al $p \leq 0,10$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$.

Categorías de referencia: ^a sin estudios; ^b de 1 a 10 empleados; ^c de 1 a 805 euros; ^d Rango 1 (el caso de Navarra la categoría de referencia es rango = 2, ya que la ayuda solo se concede a partir del segundo hijo).

Nota: los casos perdidos de las variables nivel educativo, tipo de contrato, tamaño empresa y nivel de cotización se han incluido en una categoría aparte (*missing*) para no acumular pérdida de casos o introducir posibles problemas de sesgo. Los coeficientes no se incluyen en la tabla por cuestiones de extensión. En ningún caso representaban categorías significativamente grandes.

Fuente: MCVL-2006.

TABLA 7. Resultado de las regresiones lineales (variable dependiente: utiliza / no utiliza la excedencia).
Muestra: padres

	Navarra ∞	Castilla y León	País Vasco	La Rioja	Castilla-La Mancha
Después	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
CCAA	0,002	0,001	0,001	0,001	0,000
Después*CCAA	-0,000	-0,001	-0,004	0,011	-0,000
Edad	0,001**	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000
Edad ²	-0,000*	0,000	0,000	0,000	0,000
Extranjero	-0,002**	-0,002**	-0,002***	-0,002**	-0,002**
Educ. Primaria ^a	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Educ. Secundaria	0,001	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***
Educ. Superior	0,004**	0,004***	0,004***	0,004***	0,004***
Contrato temporal	-0,002**	-0,002***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
Jornada parcial	0,003	0,001	0,001	0,001	0,001
Antigüedad en la empresa	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***
Funcionario	0,008**	0,007***	0,007***	0,006***	0,008***
Tamaño emp: 11-49 ^b	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
Tamaño emp: 50-499	0,002*	0,002***	0,001**	0,002***	0,001***
Tamaño emp: 500+	0,006***	0,005***	0,005***	0,005***	0,005***
Cot. 806-1.042 euros ^c	-0,000	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
Cot. 1.043-1.357 euros	-0,001	-0,001*	-0,001	-0,001	-0,001
Cot. 1.358-1.931 euros	-0,002**	-0,002***	-0,002**	-0,002**	-0,002**
Cot. 1.932 euros o +	-0,003**	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,003***
Rango 2 ^d		-0,000	-0,000	-0,000	-0,000
Rango 3	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000
Rango 4 o +	0,001	0,000	0,001	0,001	0,000
Gemelos	0,002	0,003	0,002	0,002	0,002
Abuelos	-0,000	-0,001	-0,001*	-0,000	-0,001
Tasa de desempleo	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000***
Tasa de escolarización 0-2 años	-0,000	-0,000***	-0,000**	-0,000**	-0,000***
Ayuda reducción jornada	0,005	0,004	0,006	0,006	0,006
Constante	-0,013*	0,008	0,005	0,005	0,005
N	27.159	62.113	62.329	59.582	62.225
r ²	0,404	0,229	0,259	0,237	0,254

∞ En el caso de Navarra la muestra es para segundos hijos y sucesivos.

* Significativo al $p \leq 0,10$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$.

Categorías de referencia: ^a sin estudios; ^b de 1 a 10 empleados; ^c de 1 a 805 euros; ^d Rango 1 (en el caso de Navarra la categoría de referencia es rango = 2, ya que la ayuda solo se concede a partir del segundo hijo).

Nota: los casos perdidos de las variables nivel educativo, tipo de contrato, tamaño empresa y nivel de cotización se han incluido en una categoría aparte (*missing*) para no acumular pérdida de casos o introducir posibles problemas de sesgo. Los coeficientes no se incluyen en la tabla por cuestiones de extensión. En ningún caso representaban categorías significativamente grandes.

Fuente: MCVL-2006.

cia, la relevancia de la cuantía económica a la hora de incentivar la utilización de la excedencia, por encima de otros criterios *a priori* positivos en el diseño de estas medidas como, por ejemplo, la titularidad individual, su configuración de carácter universal o la mayor flexibilidad con la que pueden ser disfrutadas. De hecho, estas dos Comunidades son, precisamente, las que ofrecen las ayudas económicas más elevadas (400 euros mensuales en el caso de Navarra y 560 en el de Castilla y León). Por el contrario, en ambas Comunidades la titularidad de la ayuda es familiar y, por lo tanto, su percepción depende de que los dos progenitores trabajen y uno de ellos disfrute de una excedencia. Ambas establecen, también, restricciones en la configuración del derecho, ya que el acceso a la ayuda de Castilla y León está restringido en función de la renta familiar y en Navarra solo se reconoce para atender el cuidado de segundos hijos y sucesivos. En el caso de Castilla y León la ayuda está, además, vinculada a períodos de excedencia de un año y se percibe íntegramente tras su finalización.

Las tablas 6 y 7 recogen los resultados de los modelos para las submuestras de mujeres y hombres respectivamente. De este modo, en la tabla 6 podemos observar que, en el caso de las mujeres, el efecto de las políticas autonómicas implementadas por Navarra y Castilla y León es todavía más pronunciado. Así, la ayuda de Navarra representa un aumento de 9,1 puntos porcentuales en la utilización de la excedencia, mientras que en el caso de la ayuda de Castilla y León el incremento alcanza los 14,3 puntos porcentuales. No obstante, cabe señalar que los resultados de Navarra pierden significación estadística en este modelo, situándose en un intervalo de confianza del 90%. Las ayudas de País Vasco y La Rioja tampoco muestran ningún efecto en el caso de las mujeres. Los resultados confirman, en consecuencia, la permeabilidad por parte de las mujeres a los incentivos económicos introducidos por las

Comunidades Autónomas que garantizan unos niveles de compensación superiores al 27% del salario bruto medio mensual.

Por el contrario, en la tabla 7 podemos observar que los coeficientes de la interacción son negativos para las submuestras de hombres en todas las Comunidades excepto en La Rioja, pero en ningún caso alcanzan los niveles mínimos de significación estadística. Tampoco la ayuda de Castilla-La Mancha, que está dirigida exclusivamente a los hombres, visualiza ningún efecto. Algo que podría parecer sorprendente teniendo en cuenta que los 900 euros que ofrece esta Comunidad representaban el 58% del salario bruto mensual medio de los hombres castellano-manchegos en el año 2006. Los resultados refrendan, en consecuencia, la nula incidencia de estas políticas en la utilización de la excedencia por parte de los hombres. De hecho, estudios previos han puesto de manifiesto la necesidad de diseñar permisos individuales, de carácter obligatorio y 100% retribuidos para incentivar su participación (Brandth y Kavande, 2001, 2002 y 2009; Bygren y Duvander, 2006; Lappegard, 2008). Ninguna de las políticas autonómicas implementadas en España combina estas características, reforzando, en consecuencia, la desigualdad de género en la utilización de estos recursos.

CONCLUSIONES

Los padres trabajadores por cuenta ajena pueden disfrutar en España de una situación de excedencia por cuidado de hijos menores de tres años. Sin embargo, esta es una licencia de carácter no retribuido. Por este motivo, numerosas Comunidades Autónomas han desarrollado medidas complementarias con el objetivo de reducir la pérdida de ingresos derivada del ejercicio de este derecho y, por ende, incentivar su utilización. Este es el caso de Navarra, Castilla y León, País Vasco, La Rioja y Castilla-La Mancha que, bajo re-

gulaciones y condiciones diversas, ofrecen ayudas económicas de cuantía fija. Este estudio ha analizado el impacto de estas políticas en el uso de la excedencia, con el propósito de dilucidar cuál es la combinación de características en el diseño de estas ayudas que, en mayor medida, estimula su utilización.

Los resultados reflejan, en primer lugar, efectos diferenciados en función del género. De hecho, ninguna de las políticas tiene incidencia en el uso de este recurso por parte de los hombres, ni siquiera en aquellas Comunidades que establecen elementos de discriminación positiva en su diseño. Este es el caso del País Vasco, que ofrece una ayuda económica ligeramente superior cuando es el padre quien disfruta la excedencia (250 vs. 200 euros mensuales). Una cuantía que, en el año 2006, representaba el 12% del salario bruto medio mensual de los hombres residentes en esa Comunidad y el 13% del de las mujeres. Queda claro que, manteniendo iguales el resto de los requisitos de acceso, el incentivo económico establecido no compensa las diferencias existentes en los salarios medios entre ambos sexos. Tampoco la ayuda de Castilla-La Mancha, fijada en 900 euros por un mes de excedencia y dirigida exclusivamente a los hombres, repercute positivamente en las tasas de utilización de este recurso. En este caso, la titularidad familiar de la excedencia y, en concreto, la vinculación de la percepción de la ayuda a que la madre ceda dos semanas de su permiso de maternidad constituye un claro obstáculo para que los padres ejerzan este derecho.

En segundo lugar, los resultados ponen de manifiesto el impacto positivo de las ayudas implementadas por Navarra y, especialmente, Castilla y León en las tasas de utilización de la excedencia por parte de las mujeres. Ambas Comunidades presentan diferencias sustantivas en el diseño de sus políticas, pero coinciden en una característica: las dos ofrecen las cuantías económicas más elevadas. De este modo, la evidencia cons-

tata la permeabilidad del comportamiento femenino a los incentivos económicos, frente a otros rasgos positivos en el diseño de estas ayudas, como, por ejemplo, su configuración universal, la titularidad individual, los períodos y condiciones de cobro de las ayudas o la flexibilidad con la que pueden ser disfrutadas. Ejemplo paradigmático de ello es la ayuda ofrecida por el País Vasco que, contrariamente a nuestras expectativas iniciales, tampoco tiene ninguna incidencia entre las mujeres pese a su diseño favorable en el resto de los criterios señalados. La explicación radica, por lo tanto, en su escasa cuantía.

Del análisis empírico de este trabajo se desprende, en consecuencia, la necesidad de que las Comunidades Autónomas diseñen medidas generosas que compensen el carácter no retribuido de esta licencia a nivel estatal. Sin embargo, este es un requisito necesario, pero no el único para incentivar el uso de la excedencia por parte de los hombres. La individualización de los derechos y, especialmente, la introducción de criterios que eliminen o, cuando menos, palien el carácter voluntario de este derecho es también requisito imprescindible en su caso. Tal y como han puesto de manifiesto numerosos estudios, el entorno laboral y las características del empleo desarrollado representan enormes barreras a la hora de que los hombres disfruten de una licencia parental (Brandth y Kavande, 2001, 2002; Whitehouse *et al.*, 2007; Fox *et al.*, 2009; Geisler y Kreyenfeld, 2009). De ahí la necesidad de introducir elementos normativos que, como en el caso de las cuotas, contrarresten las presiones del contexto laboral. La configuración universal de esta licencia es, también, una medida complementaria que puede contribuir a la consecución de este objetivo. De lo contrario, el efecto no buscado de las políticas implementadas por las Comunidades será reafirmar las desigualdades de género existentes en la sociedad, haciendo recaer en exclusiva sobre los hombros de las mujeres la responsabilidad de conciliar la vida laboral y familiar.

BIBLIOGRAFÍA

- Ai, Chunrong y Edward C. Norton (2003): «Interactions Terms in Logit and Probit Models», *Economics Letters*, 80 (1): 123-129.
- Anxo, Dominique, Colette Fagan, Mark Smith, y Marie-Thérèse Letablier (2007): *Parental Leave in European Companies: Establishment Survey on Working Time 2004-2005*, Luxemburgo: Office for Official Publications of the European Communities.
- Baizán, Pau y María José González (2007): «¿Las escuelas infantiles son la solución? El efecto de la disponibilidad de escuelas infantiles (0-3 años) en el comportamiento laboral femenino», en V. Navarro (ed.) *Situación Social de España, Vol. II*, Madrid: Biblioteca Nueva.
- Behrendt, Christina (2000): «Holes in the Safety Net? Social Security and the Alleviation of Poverty in a Comparative Perspective», paper presentado en la *ISA Research Conference*, Helsinki: 25-27 septiembre 2000 (en línea). <http://www.issa.int/pdf/helsinki2000/topic4/2behrendt.PDF>, último acceso, 7 de agosto de 2011.
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo y Sendhil Mullainathan (2004): «How Much Should we Trust Differences-in Differences Estimates?», *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (1): 249-275.
- Blundell, Richard y Mónica Costa Dias (2008): «Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics», *IZA Discussion Paper Series 3800*, Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Brandth, Berit y Elin Kavande (2001): «Flexible Work and Flexible Fathers», *Work, Employment & Society*, 15 (2): 251-257.
- y — (2002): «Reflexive Fathers: Negotiating Parental Leave and Working Live», *Gender, Work, and Organization*, 9 (2): 186-203.
- y — (2009): «Gendered or Gender-Neutral Care Politics for Fathers?», *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 624 (1): 177-189.
- Bruning, Gwennaële y Janneke Plantenga (1999): Parental leave and equal opportunities: experiences in eight European countries, *Journal of European Social Policy*, 9 (3): 195-209.
- Bygren, Magnus y Ann-Zofie Duvander (2006): «Parents' Workplace Situation and Fathers' Parental Leave Use», *Journal of Family and Marriage*, 68 (2): 363-372.
- De Henau, Jérôme, Danièle Meulders y Sile O'Dorchai (2008): «Parents' Care and Career: Comparing Parental Leave Policies», en D. del Boca y C. Wetzels (eds.), *Social Policies, Labor Markets and Motherhood: A Comparative Analysis of European Countries*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Del Boca, Daniela y Silvia Pasqua (2005): «Social Policies and Employment of Married Women in Europe», *CHILD Working Papers*, 19.
- , — y Chiara Pronzato (2009): «Motherhood and Market Work Decisions in Institutional Context: A European Perspective», *Oxford Economic Papers*, 61 (1): 147-171.
- Desai, Sonalde y Linda J. Waite (1991): «Women's Employment during Pregnancy and after the First Birth: Occupational Characteristic and Work Commitment», *American Sociological Review*, 56: 551-566.
- Deven, Fred y Peter Moss (2002): «Leave Arrangements for Parents: Overview and Future Outlook», *Community, Work & Family*, 5 (3): 236-255.
- Durán, Almudena (2007): «La Muestra Continua de Vidas Laborales de la Seguridad Social», *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 67 (E): 231-240.
- Duvander, Ann-Zofie, Tommy Ferrarini y Sara Thalberg (2005): «Swedish Parental Leave and Gender Equality», *Institute for Future Studies Working Paper 11/2005*, Estocolmo: Institute for Future Studies.
- Ellingsæter, Anne Lise (2009): «Leave Policy in the Nordic Welfare States: A "Recipe" for High Employment/High Fertility?», *Community, Work & Family*, 12 (1): 1-19.
- Escobedo, Anna (2008): «Políticas de licencias parentales y de atención infantil para los menores de tres años y sus familias: el caso español en el contexto internacional», en M. Pazos (ed.), *Economía e Igualdad de Género: retos de la Hacienda Pública en el s. XXI*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Esping-Andersen, Gøsta (2004): «La política familiar y la nueva demografía», *Revista de Información Comercial Española*, 815: 45-60.
- Fagan, Colette y Gail Hebson (eds.) (2004): «Making work pay Debates from a Gender Perspective: A Comparative Review of some Recent Policy Reforms in thirty European Countries», Luxemburgo: Office for Official Publications of the European Communities.

- Fox, Elizabeth, Gillian Pascall y Tracey Warren (2009): «Work-family Policies, Participation, and Practices: Fathers and Childcare in Europe», *Community, Work & Family*, 12 (3): 313-326.
- Geisler, Esther y Michaela Kreyenfeld (2009): «Against All Odds: Fathers' Use of Parental Leave in Germany», *MPIDR Working Paper 2009-10*, Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Gornick, Janet C. y Marcia K. Meyers (2003): *Families that Work: Policies for Reconciling Parenthood and Employment*, Nueva York: Russell Sage Foundation.
- Gutiérrez-Domènech, Maria (2002): «Employment Penalty after Motherhood in Spain», *Centre for Economic Performance*, 1177.
- (2005): «Employment after Motherhood: A European Comparison», *Labour Economics*, 12: 99-123.
- Haas, Linda y Philip Hwang (2005), «The Impact of Taking Parental Leave on Fathers' Participation in Childcare and Ties with Children: Lessons from Sweden», paper presentado en *Community, Work and Family Conference*, 18 de marzo de 2005, Manchester (Reino Unido).
- Han, Wen-Jui, Christopher Rhum y Jane Waldfogel (2009a): «Parental Leave Policies and Parents' Employment and Leave-Taking», *Journal of Policy Analysis and Management*, 28 (1): 29-54.
- , —, — y Elizabeth Washbrook (2009b): «Public Policies and Women's Employment After Childbearing», *IZA Discussion Paper*, 3937, Bonn: Institute for the Study of Labour.
- y Jane Waldfogel (2003): «Parental Leave: The Impact of Recent Legislation on Parents' Leave Taking», *Demography*, 40 (1): 191-200.
- Hakim, Catherine (2000): *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century: Preference Theory*, Oxford: Oxford University Press.
- (2003): *Models of the Family in Modern Societies: Ideals and Realities*, Aldershot: Ashgate.
- Hardoy, Inés y Pal Schöne (2004): «Cash for Care: More Work for the Stork?», paper presentado en la *European Society for Population Economics Conference*, Bergen, junio de 2004.
- Kammerman, Sheila B. y Peter Moss (2011): *The Politics of Parental Leave Policies*, Bristol: The Policy Press.
- Lalive, Rafael y Josef Zweimüller (2005): «Does Parental Leave Affect Fertility and Return-to-work? Evidence from a "True Natural experiment"», *IZA Discussion Paper*, 1613, Bonn: Institute for the Study of Labour.
- Lappegard, Trude (2008): «Changing the Gender Balance in Caring: Fatherhood and the Division of Parental Leave in Norway», *Population Research and Policy Review*, 27 (2): 139-159.
- Lapuerta, Irene (2010): «Claves para el trabajo con la Muestra Continua de Vidas Laborales», *DemoSoc Working Paper*, 37, Barcelona: DCPIS UPF (en línea). <http://sociodemo.upf.edu/papers/DEMO-SOC37.pdf>, último acceso, 3 de agosto de 2011.
- (2011): «Individual and Institutional Constraints: An Analysis of Parental Leave Use and Duration in Spain», *Population Research and Policy Review*, 30 (2): 185-220.
- (2012): «Mothers' Labour Market Transitions After the First Child in Spain: The Role of the Part-time Parental Leave», *Tesis doctorales UPF (mimeo)*, Barcelona: UPF.
- , Pau Baizán y María José González (2009): «Tiempo para cuidar, tiempo para trabajar. Análisis del uso y la duración de la licencia parental en España», en V. Navarro (ed.), *La situación social en España, vol. III*, Madrid: Biblioteca Nueva.
- Math, Antoine y Christèle Meilland (2004): «Family Related Leave and Industrial Relations», *European Industrial Relation Observatory On-line*, Dublin: EIRO (en línea). <http://www.eurofound.europa.eu/eiro/2004/03/study/TN0403101S.htm>, último acceso, 9 de septiembre de 2011.
- Miguélez, Fausto, Josep Maria Antentas, Oriol Barrranco y Dafne Muntanyola (2007): «Los sindicatos ante la conciliación de la vida laboral y familiar-personal», *PAPERS Revista de Sociologia*, 83 (4): 37-56.
- Moss, Peter (2010): «International Review of Leave Policies and Related Research», *Employment Relations Research Series*, 105, Londres: Department for Business, Innovation and Skills (en línea). http://www.leavenetwork.org/fileadmin/Leavenetwork/Annual_reviews/2010_annual_review.pdf, último acceso, 5 de septiembre de 2011.
- y Fred Deven (1999) (eds.): *Parental leave: Progress or Pitfall?*, Bruselas: NIDI/CBGS Publications, 173-192.
- Nyberg, Anita (2000): «From Foster Mothers to Child Care Centres: A History of Working Mothers and Child Care in Sweden», *Feminist Economics*, 6 (1): 5-20.

- O'Brien, Margaret, Berit Brandth y Elin Kavande (2007): «Fathers, Work and Family Life», *Community, Work & Family*, 10 (4): 375-386.
- (2004): «Shared Caring: Bringing Fathers into the Frame», *EOC Working Papers Series 2004/05*, Manchester: Equal Opportunities Commission.
- Pfau-Effinger, Birgit (2005): «Culture and Welfare State Policies: Reflections on a Complex Interrelation», *Journal of Social Policy*, 34 (1): 3-20.
- Pronzato, Chiara (2005): «Employment Decisions of European Women after Childbirth», paper presentado en el *EPUNET conference*, Colchester, 29 de junio.
- (2007): «Return to Work after Childbirth: does Parental Leave matters in Europe?», *ISER Working Paper 2007-30*, Colchester: University of Essex.
- Puhani, Patrick A. y Katja Sonderhof (2008): «The Effects of Maternity Leave Extension on Training for Young Women», *IZA Discussion Paper*, 3820, Bonn: Institute for the Study of Labour.
- Pylkkänen, Elina y Nina Smith (2004): «The Impact of Family-Friendly Policies in Denmark and Sweden on Mothers' Career Interruptions Due to Childbirth», *IZA Discussion Paper Series*, 1050, Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Ray, Rebecca, Janet C. Gornick y John Schmitt (2010): «Who Cares: Assessing Generosity and Gender Equality in Parental Leave Policy Designs In 21 Countries», *Journal of European Social Policy*, 20 (3): 196-216.
- Reich, Nora (2010): «Who Cares? Determinants of the Fathers' Use of Parental Leave in Germany», *HWWI Research Paper*, 31, Hamburgo: Hamburg Institute of International Economics.
- Schöne, Pal (2005): «The Effect of a Family Policy Reform on Mother's Pay: a Natural Experiment Approach», *Review of Economics of the Household*, 3 (2): 145-170.
- Spiess, C. Katharina y Katharina Wrohlich (2008): «The Parental Leave Benefit Reform in Germany: Cost and Labour Market Outcomes of Moving towards the Scandinavian Model», *Population Research and Policy Review*, 27 (5): 575-591.
- Tanaka, Sakiko (2005): «Parental Leave and Child Health across OECD Countries», *The Economic Journal*, 115 (501): 7-28.
- Waldfogel, Jane (1999): «The Impact of the Family and Medical Leave Act», *Journal of Policy Analysis and Management*, 18 (2): 281-302.
- (2002): «Child Care, Women's Employment and Child Outcomes», *Journal of Population Economics*, 15: 527-548.
- Whitehouse, Gilliland, Chris Diamond y Marian Baird (2007): «Fathers' Use of Leave in Australia», *Community, Work & Family*, 10 (4): 387-407.

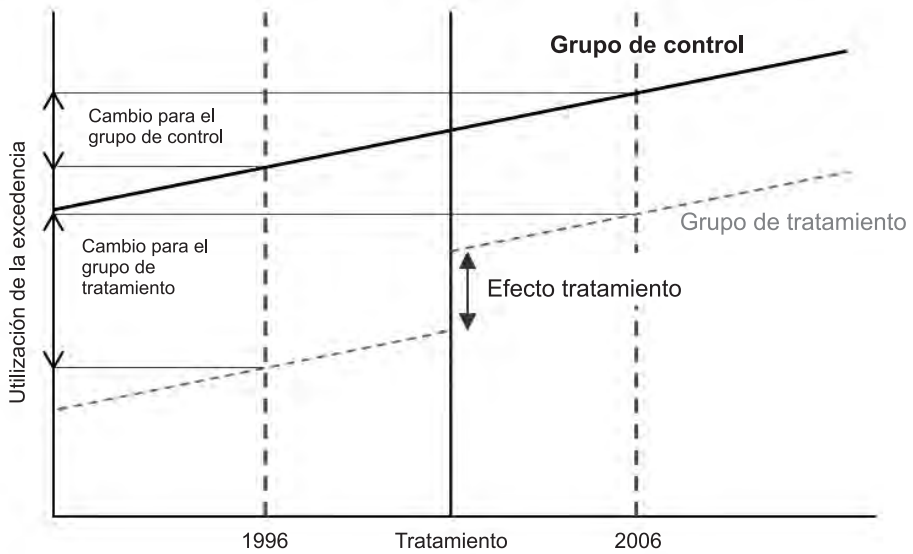
RECEPCIÓN: 20/10/2011

REVISIÓN: 03/02/2012

APROBACIÓN: 20/02/2012

ANEXOS

GRÁFICO A1. Efecto del tiempo en el grupo de tratamiento y grupo de control



Fuente: Elaboración propia.

TABLA A1. Estadísticos descriptivos de las variables de control para Navarra y su respectivo grupo de control antes y después de la entrada en vigor de la ayuda por excedencia (muestra= segundo o más hijos). Período 1996-2006

Variables	Grupo de tratamiento		Grupo de control	
	Antes*	Después**	Antes*	Después**
Sexo (mujer)	0,36	0,42	0,34	0,40
Edad	33,59	35,16	32,78	34,62
Nacional UE-15	1,00	0,95	0,99	0,94
Sin estudios	0,09	0,07	0,18	0,16
Estudios primarios	0,30	0,31	0,34	0,32
Estudios secundarios	0,44	0,42	0,39	0,40
Estudios superiores	0,17	0,19	0,10	0,12
Estudios missing	0,00	0,01	0,00	0,00
Contrato indefinido	0,60	0,71	0,53	0,66
Contrato temporal	0,23	0,20	0,26	0,25
Contrato missing	0,17	0,09	0,21	0,09
Jornada completa	0,70	0,81	0,70	0,79
Jornada parcial	0,13	0,11	0,09	0,12
Jornada missing	0,17	0,09	0,21	0,09
Funcionarios	0,10	0,08	0,08	0,07
Tamaño empresa: 1-10 trabajadores	0,13	0,18	0,13	0,20
Tamaño empresa: 11-49 trabajadores	0,16	0,21	0,17	0,22
Tamaño empresa: 50-499 trabajadores	0,24	0,31	0,18	0,25
Tamaño empresa: 500 o más trabajadores	0,22	0,20	0,13	0,17
Tamaño empresa missing	0,25	0,10	0,39	0,16
Antigüedad laboral (días)	3.921,31	5.227,54	3.202,88	3.930,09
Bases de cotización mensual (euros)	1.378,26	1.621,49	1.203,47	1.411,12
Número de hijos	2,23	2,30	2,20	2,27
Hogares con adultos conviviendo (abuelos)	0,08	0,09	0,07	0,08
Partos múltiples	0,04	0,05	0,03	0,05
Tasa de escolarización 0-2	n,d	17,81	7,93	13,77
Ayuda por reducción de jornada	0,00	0,74	0,00	0,02
Tasa de paro	8,71	5,19	18,49	10,59
Nº. observaciones	283	648	14.206	29.205

* Antes= Del 1/1/1996 al 2/8/2000.

** Después= Del 3/8/2000 al 31/12/2006.

Fuente: MCVL2006.

TABLA A2. Estadísticos descriptivos de las variables de control para Castilla y León y su respectivo grupo de control antes y después de la entrada en vigor de la ayuda por excedencia. Período 1996-2006

Variables	Grupo de tratamiento		Grupo de control	
	Antes*	Después**	Antes*	Después**
Sexo (mujer)	0,35	0,46	0,38	0,44
Edad	32,42	33,51	31,59	32,96
Nacional UE-15	0,99	0,96	0,99	0,95
Sin estudios	0,13	0,10	0,15	0,14
Estudios primarios	0,35	0,33	0,34	0,32
Estudios secundarios	0,45	0,49	0,41	0,42
Estudios superiores	0,07	0,08	0,10	0,12
Estudios missing	0,00	0,00	0,00	0,00
Contrato indefinido	0,56	0,68	0,56	0,69
Contrato temporal	0,27	0,24	0,27	0,24
Contrato missing	0,17	0,08	0,18	0,07
Jornada completa	0,74	0,81	0,73	0,81
Jornada parcial	0,09	0,11	0,10	0,12
Jornada missing	0,17	0,08	0,18	0,07
Funcionarios	0,11	0,08	0,07	0,06
Tamaño empresa: 1-10 trabaj.	0,17	0,25	0,15	0,21
Tamaño empresa: 11-49 trabaj.	0,19	0,25	0,17	0,23
Tamaño empresa: 50-499 trabaj.	0,23	0,28	0,19	0,26
Tamaño empresa: 500 o más trabaj.	0,05	0,09	0,13	0,17
Tamaño empresa missing	0,36	0,13	0,35	0,13
Antigüedad laboral (días)	2.150,36	2.948,84	2.206,14	2.959,89
Bases de cotización mensual (euros)	1.131,56	1.334,16	1.201,34	1.433,41
Número de hijos	1,50	1,49	1,52	1,55
Hogares con adultos conviviendo (abuelos)	0,05	0,08	0,07	0,09
Partos múltiples	0,02	0,01	0,02	0,02
Tasa de escolarización 0-2	2,07	10,34	8,98	14,82
Ayuda por reducción de jornada	0,00	0,43	0,00	0,03
Tasa de paro	15,40	10,45	16,57	10,46
Nº observaciones	2.313	2.745	46.027	54.380

*Antes= Del 1/1/1996 al 28/12/2001.

**Después= Del 29/12/2001 al 31/12/2006.

Fuente: MCVL2006.

TABLA A3. Estadísticos descriptivos de las variables de control para el País Vasco y su respectivo grupo de control antes y después de la entrada en vigor de la ayuda por excedencia. Período 1996-2006

Variables	Grupo de tratamiento		Grupo de control	
	Antes*	Después**	Antes*	Después**
Sexo (mujer)	0,40	0,45	0,38	0,44
Edad	33,22	34,23	31,69	33,01
Nacional UE-15	1,00	0,99	0,99	0,95
Sin estudios	0,05	0,06	0,15	0,14
Estudios primarios	0,21	0,20	0,34	0,32
Estudios secundarios	0,55	0,55	0,41	0,42
Estudios superiores	0,19	0,20	0,10	0,12
Estudios missing	0,00	0,00	0,00	0,00
Contrato indefinido	0,60	0,71	0,57	0,69
Contrato temporal	0,22	0,22	0,26	0,24
Contrato missing	0,18	0,08	0,17	0,07
Jornada completa	0,72	0,82	0,74	0,81
Jornada parcial	0,10	0,10	0,10	0,12
Jornada missing	0,18	0,08	0,17	0,07
Funcionarios	0,16	0,10	0,07	0,07
Tamaño empresa: 1-10 trabajadores	0,16	0,21	0,15	0,22
Tamaño empresa: 11-49 trabajadores	0,19	0,25	0,18	0,23
Tamaño empresa: 50-499 trabajadores	0,22	0,31	0,20	0,26
Tamaño empresa: 500 o más trabajadores	0,18	0,15	0,13	0,18
Tamaño empresa missing	0,25	0,09	0,34	0,12
Antigüedad laboral (días)	2.572,20	3.317,22	2.168,56	2.914,40
Bases de cotización mensual (euros)	1.488,97	1.705,82	1.215,49	1.444,91
Número de hijos	1,43	1,46	1,52	1,55
Hogares con adultos conviviendo (abuelos)	0,08	0,08	0,07	0,09
Partos múltiples	0,02	0,02	0,02	0,02
Tasa de escolarización 0-2	18,06	35,11	9,31	15,17
Ayuda por reducción de jornada	0,00	1,00	0,00	0,03
Tasa de paro	14,35	8,73	16,01	10,35
Nº. observaciones	2.830	2.741	51.574	48.833

* Antes= Del 1/1/1996 al 12/8/2002.

** Después= Del 13/8/2002 al 31/12/2006.

Fuente: MCVL2006.

TABLA A4. Estadísticos descriptivos de las variables de control para La Rioja y su respectivo grupo de control antes y después de la entrada en vigor de la ayuda por excedencia. Período 1996-2006

Variables	Grupo de tratamiento		Grupo de control	
	Antes*	Después**	Antes*	Después**
Sexo (mujer)	0,41	0,47	0,39	0,45
Edad	32,56	33,95	31,83	33,09
Nacional UE-15	0,97	0,90	0,98	0,94
Sin estudios	0,09	0,09	0,15	0,14
Estudios primarios	0,36	0,35	0,34	0,32
Estudios secundarios	0,53	0,55	0,41	0,42
Estudios superiores	0,02	0,01	0,10	0,12
Estudios missing	0,00	0,00	0,00	0,00
Contrato indefinido	0,64	0,74	0,59	0,69
Contrato temporal	0,26	0,18	0,26	0,24
Contrato missing	0,09	0,09	0,15	0,07
Jornada completa	0,81	0,81	0,75	0,81
Jornada parcial	0,09	0,10	0,10	0,13
Jornada missing	0,09	0,09	0,15	0,07
Funcionarios	0,08	0,09	0,07	0,07
Tamaño empresa: 1-10 trabajadores	0,15	0,24	0,16	0,22
Tamaño empresa: 11-49 trabajadores	0,21	0,27	0,18	0,23
Tamaño empresa: 50-499 trabajadores	0,24	0,32	0,20	0,26
Tamaño empresa: 500 o más trabajadores	0,11	0,08	0,14	0,18
Tamaño empresa missing	0,30	0,08	0,32	0,10
Antigüedad laboral (días)	2.281,70	3.138,70	2.112,42	2.845,42
Bases de cotización mensual (euros)	1.248,02	1.444,16	1.236,01	1.463,71
Número de hijos	1,45	1,55	1,52	1,56
Hogares con adultos conviviendo (abuelos)	0,05	0,05	0,07	0,09
Partos múltiples	0,02	0,01	0,02	0,02
Tasa de escolarización 0-2	2,35	3,69	9,71	15,86
Ayuda por reducción de jornada	0,00	0,00	0,01	0,03
Tasa de paro	8,52	5,93	15,38	10,08
Nº. observaciones	457	354	60.168	40.239

* Antes= Del 1/1/1996 al 9/5/2003.

** Después= Del 10/5/2003 al 31/12/2006.

Fuente: MCVL2006.

TABLA A5. Estadísticos descriptivos de las variables de control para Castilla-La Mancha y su respectivo grupo de control antes y después de la entrada en vigor de la ayuda por excedencia (muestra=hombres). Período 1996-2006

Variables	Grupo de tratamiento		Grupo de control	
	Antes*	Después**	Antes*	Después**
Edad	31,73	33,11	31,96	33,51
Nacional UE-15	0,98	0,94	0,98	0,94
Sin estudios	0,23	0,23	0,18	0,17
Estudios primarios	0,47	0,46	0,38	0,37
Estudios secundarios	0,26	0,26	0,36	0,36
Estudios superiores	0,04	0,05	0,08	0,09
Estudios missing	0,00	0,00	0,00	0,00
Contrato indefinido	0,50	0,61	0,57	0,67
Contrato temporal	0,35	0,34	0,30	0,29
Contrato missing	0,15	0,05	0,13	0,05
Jornada completa	0,81	0,91	0,82	0,90
Jornada parcial	0,04	0,04	0,05	0,05
Jornada missing	0,15	0,05	0,13	0,05
Funcionarios	0,05	0,05	0,05	0,05
Tamaño empresa: 1-10 trabajadores	0,18	0,25	0,16	0,22
Tamaño empresa: 11-49 trabajadores	0,22	0,31	0,20	0,26
Tamaño empresa: 50-499 trabajadores	0,20	0,23	0,20	0,26
Tamaño empresa: 500 o más trabajadores	0,04	0,08	0,11	0,14
Tamaño empresa missing	0,35	0,13	0,34	0,12
Antigüedad laboral (días)	2.181,86	2.650,20	2.226,56	2.882,87
Bases de cotización mensual (euros)	1.070,36	1.285,32	1.252,34	1.532,00
Número de hijos	1,59	1,62	1,55	1,59
Hogares con adultos conviviendo (abuelos)	0,04	0,06	0,07	0,08
Partos múltiples	0,02	0,02	0,02	0,02
Tasa de escolarización 0-2	1,76	2,42	8,80	14,47
Ayuda por reducción de jornada	0,00	0,00	0,00	0,02
Tasa de paro	9,84	5,32	12,41	8,00
Nº. observaciones	1.813	1.287	32.351	26.774

* Antes= Del 1/1/1996 al 13/9/2002.

** Después= Del 14/9/2002 al 31/12/2006.

Fuente: MCVL2006.