

# Characteristics of First-time Parents in Spain along the 21<sup>st</sup> Century

*Características de las madres primerizas y de los padres primerizos en la España del siglo XXI*

**Elena Vidal-Coso and Pau Miret-Gamundi**

## Key words

- Spain
- Gender
- Places of Birth
- Educational Attainment
- First-Parity Births
- Employment Status

## Palabras clave

- España
- Género
- Lugares de origen
- Nivel de estudios
- Primofecundidad
- Situación laboral

## Abstract

This study examines female and male first-time parents in Spain between 1999 and 2015. Based on the Labor Force Survey in its panel version, the probability of having a first child is controlled by age and observation period, using the independent variables of place of birth, educational attainment and employment status. Results confirm a delay in first parity births for men and women having a higher education level. The continuance of a gender pattern explains the higher probability of first-time maternity in inactive women, whereas work is indispensable for being a first-time father. However, unemployment and temporary employment negatively affect both genders. The contribution of the immigrant population is confirmed, especially due to its early timetable.

## Resumen

Este trabajo analiza la primofecundidad femenina y masculina en España entre 1999 y 2015. A través de la Encuesta de Población Activa en su versión panel, la probabilidad de tener un primer hijo se controla por edad y periodo de observación, y las variables independientes son el lugar de nacimiento, el nivel de instrucción y la relación con la actividad. Los resultados confirman el aplazamiento de la primera fecundidad entre los hombres y mujeres con mayor nivel educativo. La pervivencia de un patrón de género explicaría la mayor probabilidad de primera maternidad de las inactivas, mientras que el trabajo es indispensable para ser padre primerizo. No obstante, el desempleo y la temporalidad afectan negativamente a ambos sexos. La aportación de la población inmigrada queda confirmada especialmente por su calendario temprano.

## Citation

Vidal-Coso, Elena y Miret-Gamundi, Pau (2017). "Characteristics of First-time Parents in Spain along the 21<sup>st</sup> Century". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 160: 115-138. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.160.115>)

**Elena Vidal-Coso:** Université de Genève (Suiza) | [Elena.Vidal@unige.ch](mailto:Elena.Vidal@unige.ch)

**Pau Miret-Gamundi:** Centre d'Estudis Demogràfics de Barcelona | [pmiret@ced.uab.cat](mailto:pmiret@ced.uab.cat)

## INTRODUCTION

The explosion in fertility occurring in Spain between the late-1950s and mid-1970s is well known (Fernández Cordón, 1986), as is the reverse trend that began subsequently. In fact, mainly in the south of Europe and in Spain, it has been possible to see a clear example of what demographers call the lowest-low fertility, characterized by a Total Fertility Rate (TFR) that is lower than 1.3 (Kohler *et al.*, 2002). These authors, including Cabré (2003) and Miret (2006) have interpreted this sharp decrease in fertility levels in European countries and their stabilization at exceptionally low levels during the last two decades of the 20<sup>th</sup> century as the effect of major changes in the transition-to-maternity timing. Thus, the increased age of parenthood, especially for first children, has created a temporary effect, distorting the low TFR (Bongaarts, 2002; Sobotka, 2004; Goldstein *et al.*, 2009). This phenomenon is known as *postponement transition* (Bongaarts and Sobotka, 2012), moving from a pattern of early to late maternity. Spain has been no exception in this process, serving as a clear example of *latest-late fertility* (Billari, 2005) ages.

The decrease in TFR that took place between 1977 and 1986, with the lowest level being reached in 1998, when once again the trend began to rise, has very slowly increased until reaching a maximum of 1.45 in 2008, in parallel with the onset of the economic crisis. The delayed fertility of the oldest cohorts (those born in the 1970s and 1980s) was recovered (Bongaarts and Sobotka, 2012), coinciding with the relative advance in the first fertility calendar of the cohorts born after the 1980s. Finally, it is necessary to consider the contribution of those births taking place in the foreign population. While the *quantum* effect of immigration on the fertility rate has been unremarkable as a whole (Roig and Castro-Martín, 2007; Castro-Martín and Rosero-Bixby, 2011), the time effect

has been notable in the delayed maternity age (Castro-Martín and Martín-García, 2013; Devolder, 2010). From a socio-economic perspective, a favorable socio-economic cycle has positively affected fertility rates. The worsening economic situation caused by the 2008 economic crisis and the increase in unemployment as of this time, has resulted in a decrease in the Spanish total fertility rate (Castro-Martín and Martín-García, 2013). The decrease in fertility during economic crisis periods has been mainly interpreted as a result of the delay in family creation until the conditions improve (Adsera, 2011; Sobotka *et al.*, 2011; Örsal and Goldstein, 2010).

This work focuses on the analysis of first time parenting in Spain, its calendar, as well as its main individual explanatory factors. The specific objective is to reveal the diverse factors of education, work and origin (native or foreigner) of men and women having their first child between 1999 and 2015, according to the age of initiation of family formation. The underlying goal is to highlight the importance of the distinct maternity/paternity calendars in the diverse sociodemographic profiles of those becoming first time parents.

Confluence during the analyzed period of the transition to maternity for the diverse cohorts would suggest that the hypothesis of opportunity cost (Becker, 1981) over the negative correlation between, on the one hand, education and occupation level, and on the other, first time parenting, does not always apply, given that it depends on the calendar of having a first child. It is expected that for women who have delayed their transition to maternity, the relationship shall be inverse. Women with a higher education level and those who are employed tend to delay maternity, as compared to women who are less qualified and those who are not a part of the labor market (Blossfeld and Huinink, 1991; Brewster and Rindfuss, 2000; Esping-Andersen, 2013). The hypothesis for men is that both education level and participation in the workforce shall act positively on the transi-

tion to paternity. Finally, the contribution of immigrants to first time parenting in Spain, both feminine and masculine, shall only be significant for the population under the age of thirty, given the earlier maternity and paternity of immigrant populations.

Taking advantage of the fact that, since 1999, the Labor Force Survey permits the identification of children of a specific individual in a given household, a variable was constructed to indicate whether, between one cycle and the following, a newborn entered a household in which the mother or father had yet to record the residence of any child. The analysis technique of logistic regression with panel data shall be used, in which the ratio between the first time parenthood and infertility shall be controlled for by the age of the man or the woman and the observation period, and in which the independent variables of place of birth, educational attainment and employment status were used. As an approximation of immigration, place of birth shall be used, considering immigrants to be those who were not born in Spain. The studied period shall range from the first quarter of 1999 to the first quarter of 2015. The transition to first time parenting shall be analyzed for women born between 1957 and 1994, between 20 and 41 years of age, and men born between 1953 and 1992, between 22 and 45 years of age.

Most studies on fertility have focused exclusively on women, ignoring men, as if their opinions, expectations and desires have no influence on the decision to have children (Kravdal and Rindfuss, 2008). However, the importance of including the analysis of men makes sense within the context of Western societies, in which the traditional male provider model is disappearing in favor of a new type of paternity, more committed to child care (Hobson and Morgan, 2002). Therefore, this work also analyzes first time parenting from a male perspective. The separated analysis for men and women attempts to reveal the profiles of mothers and fathers at the

time of their initial maternity/paternity experience.

## **THEORETICAL FRAMEWORK AND WORKING HYPOTHESIS**

The theoretical framework of the “New Home Economics”, whose most well-known representative is Gary S. Becker (1960, 1981) has driven some major studies on low fertility rates (Brewster and Rindfuss, 2000; Ahn and Mira, 2002; del Boca, 2002). The central argument of this economic perspective is that the greater dedication of women to education and the labor market increases the opportunity cost of maternity in terms of lost wages and a diminished human capital. Postponing maternity is a strategy used by these women to decrease the opportunity cost resulting from abandoning their professional careers, when these careers have yet to be consolidated. At an older age, it may be expected that they shall have reached a higher position and greater job stability (Mincer, 1963; Esping-Andersen, 2013; Lapegard and Rønsen, 2005), and therefore, fewer risks are associated with the interruption of their career after the birth of a first child. This delay effect for women with a higher education level is especially evident in Spain and in other countries of southern Europe, in which difficulties in reconciling family and work are greater (Castro-Martín and Martín-García, 2013). In these countries, an institutional conflict also exists (McDonald, 2000), given that children are mainly considered to be private goods, as compared to the concept of social goods, thus strengthening gender equality in social institutions such as schools, the labor force or couple relationships results in benefits to society as a whole. However, if the delay in maternity was a phenomenon that was initially led by women having a higher education level (Mills *et al.*, 2011), it has now extended to all social groups, as argued for the Spanish case by De la Rica and Iza (2005), even though differences in the calendar continue to exist based on education level (Ren-

dall *et al.*, 2010). Similarly, many studies have examined the effects of female employment on the delay in maternity (Blossfeld and Huinink, 1991; Brewster and Rindfuss, 2000; Esping-Andersen, 2013). Currently, however, the traditionally negative relationship between female work participation and fertility reveals some major variations between countries and cohorts. Whereas the ongoing negative correlation in the south of Europe continues, this relationship has become positive in northern Europe (Ahn and Mira, 2002; Myrskylä *et al.*, 2011).

Along with the assumption of a clear gender division of labor and the male breadwinner model, the neoclassical theoretical framework of the “New Home Economics” expects the effect of human capital and work participation to be inverse in men. The higher income and job stability associated with a higher educational and professional investment, results in increased probabilities of the transition to paternity. However, more recent studies suggest that educational level may also have a negative influence on men with regards to their fertility (Preston and Sten, 2008), given the decreased professional interruption for men who delay fatherhood (Henwood *et al.*, 2011) or the irrelevance of economic status (Heckman and Walker, 1990).

On the other hand, beyond participation in the labor market, some other studies have focused their attention on the effects of job instability and insecurity on the delay in maternity, due to either temporary work or unemployment. Their conclusions suggest a clear relationship between the characteristics of the labor market of southern European countries, with high unemployment rates, insecure and unstable employment for youth, and a delay in family formation (de la Rica and Iza, 2005; Adsera, 2011). In Spain, the fact that one or two members of the couple are unemployed may affect their reproductive behavior, gives rise to a decrease in fertility (Baizán, 2006; Adsera, 2011). The results

of these studies explain the recent evolution of the transition to parenthood in Spain: a slight recovery of the same over the boom years, which halted in 2008 with the economic-labor deterioration, as suggested by Castro-Martín and Martín-García (2013). As for the effect of the macroeconomic context, Kravdal (2002) demonstrated that this continues after controlling for work situation on an individual level, suggesting that the perception of job insecurity plays a very important role in reproductive decisions. Other studies suggest that the effect of the economic situation varies according to age. Older women postpone their transition to maternity to a lesser degree during the more negative scenarios, either for biological reasons or due to more stable work situations, whereas younger individuals are the most likely to postpone childbearing during periods of economic crisis (Sobotka *et al.*, 2011).

Finally, the delay in the transition to maternity or paternity may be explained from theoretical perspectives that accentuate the evolution of postmodern values, as is the case with the theory of the “Second Demographic Transition” (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 1995). The new timing of first time parenting suggests a trend to delay any irreversible decisions that may limit individual aspirations. Within the new system of social rules, the main objective of men and women in their passage to the adult world is not to get married and have children, but rather, to achieve personal fulfillment, especially through success in their professional careers, but also through their relationships with others. According to this theory, this new form of individualism brings with it a large degree of heterogeneity in the maternity/paternity calendar, according to the characteristics and interests of the individuals. This may explain, for example, the diversity in the first time childbearing calendar in those populations made up of individuals with different cultural situations, such as immigrants (Billari, 2005). Other authors (Roig and Castro-Martín, 2007; Castro-Martín and Rosero-Bixby, 2011) highlight the

importance of social rules, suggesting that first generation immigrants are used to maintain the reproductive patterns of their home countries. According to these authors, this may explain why the fertility calendars of female immigrants are much earlier than those of Spanish women. Of the diversity of the hypotheses regarding reproductive behavior of immigrants (Kulu, 2005), others suggest reproductive patterns that are adapted to the new society, or the effects of the interruption caused by the migration in the reproductive project, either repressing or advancing it following their arrival.

We believe that it is precisely this convergence during the analyzed period of the distinct maternity and paternity calendars which prevents us from establishing a unique relationship pattern between place of origin, education level and labor force participation of individuals, on the one hand, and their probability to transition to first time child-bearing, on the other hand. Similarly, the impact of the economic situation on the decision to delay family formation may depend on the individual decision maker's age and work situation, based on biological criteria or professional stability.

The first hypothesis points to the negative effect of education on first time childbearing. However, it is expected that for those women who have delayed maternity beyond their 30's, the relationship between education and first time maternity will be inverse. The hypothesis for men of any age is that the higher the education level, the greater the probability of becoming fathers. The possibility of having greater income for the more educated represents a greater household stability, and therefore makes it more likely that they shall be able to take on new family responsibilities.

The second hypothesis relates first time parenthood to labor market participation. Given the persistence of the traditional gender roles, we expect that the probabilities of abandoning a childless state will be greater for inactive (non-working) women. On the

other hand, greater labor implication is expected for those women who have delayed maternity. Therefore, high probabilities of first time parenthood are expected for employees over the age of thirty. For men, once again we anticipate lower probabilities for those who do not work, given our society's broadly established model of "the male provider", in which male income is seen as being necessary to maintain the family unit.

The third hypothesis suggests work stability. For those forming a part of the labor market and regardless of age, the probabilities of forming a family are expected to be greater for those workers having permanent contracts. Similarly, it is anticipated that the effect of unemployment shall be negative on first time parenthood. Despite the availability of time that may result in situations favoring maternity/paternity, unemployment leads to precarious labor and economic situations that are not desirable for those who are going to enter into a new phase as parents.

The fourth and final hypothesis goes along with the cultural explanation in order to understand the heterogeneity, both in levels as well as in the first time parenthood calendar in Spain, based on place of birth. Some of the immigrant population comes from societies that have yet to complete the second demographic transition. Furthermore, immigrants who are used to reproducing the parenthood age patterns of their home country or those who migrate for reasons of family formation or family reunification may see an accelerated reproduction rate shortly after their arrival to the country. Therefore, it is expected that their probabilities of having a first child shall be greater than those of the native population. However, due to their earlier calendar, the difference in probabilities of first time parenthood for the immigrant population as compared to natives shall be especially significant for those under the age of thirty.

## DATA SOURCES AND METHODOLOGY

The Labor Force Survey (EPA, based on its initials in Spanish) is a rotating panel data source. The EPA rhythm is quarterly and the maximum observation period of the households takes place in six month quarters, such that in each cycle, one sixth of the sample is substituted by households of similar characteristics, assuring the representativeness of the same at all times. To ensure this, the EPA demands a specific methodology that takes into account its panel data nature. However, this distinctive feature has been used very infrequently in analyses of labor market transitions (or those from school to labor market) and never for demographic analysis or that of family formation (which are always of a transversal nature or, at maximum, of reconstruction of the cohorts based on data at a given point in time, usually the second quarter). In this study, the EPA shall be used in a longitudinal manner for the analysis of first time parenthood, relating it with the labor market dynamic<sup>1</sup>.

Other advantages of the EPA are its sample size and periodicity. In fact, the EPA interviews approximately 65,000 homes, from which it obtains information on some 200,000 individuals, permitting results that are quite representative of Spanish society as a whole. And given its quarterly nature, it allows us to track the relationship between labor market dynamics and family formation in an ongoing and updated manner. This last characteristic is of special interest to us, given that our analysis attempts to discern, amongst other things, up to what point the outbreak and subsequent evolution of the economic and

labor crisis will affect first time parenthood patterns in Spain. One of the greatest limitations of EPA data is that it is only possible to identify children that are residents of a household. And although this may affect the calculations of first time births in diverse scenarios such as reconstituted families, above all, it does so in cases of immigrants having a child in Spain but also having other children residing in their country of origin. So, Castro-Martín and Rosero-Bixby (2011) and del Rey-Poveda *et al.* (2015) used the National Immigrant Survey of 2007 to identify that nearly half of all female immigrants had children when entering Spain. However, the percentage of these, especially of recent arrivals, who left their children (under the age of 18) in their home countries, is lower, at only 19%. It is precisely these cases, in which there are children prior to the migration that do not live in the household, which tend to distort out calculations of first time parenthood and the age of the same for the immigrant population. Both works recognize that maternity taking place prior to the arrival in Spain is more common amongst those women whose immigration is explained by employment causes, such as Latin Americans or Eastern Europeans, both of which are characterized by having earlier reproductive calendars than those of Spaniards.

So, taking advantage of the fact that, from the first quarter of 1999, the Labor Force Survey permits the identification of children of a specific individual in a household, a variable was constructed that indicates whether, between one cycle and the next, a newborn has been included in a household, whose mother and father, (respectively the woman and man who are being observed) have no children residing in the household. Upon considering the transition to first time parenthood between one quarter ( $t$ ) and the following quarter ( $t+1$ ), it is necessary for each woman and man to be interviewed over at least two consecutive quarters. Given that in the EPA, each individual is observed on up

<sup>1</sup> Given the probability of first time parenting and the fact that there is no attempt to estimate the number of first children, according to INE (Spanish National Statistical Institute) indications (INE, 1989), weightings have not been used. If they were to be used, it would be necessary to have a longitudinal weight for the same individual throughout the observation period, which is not offered by the INE.

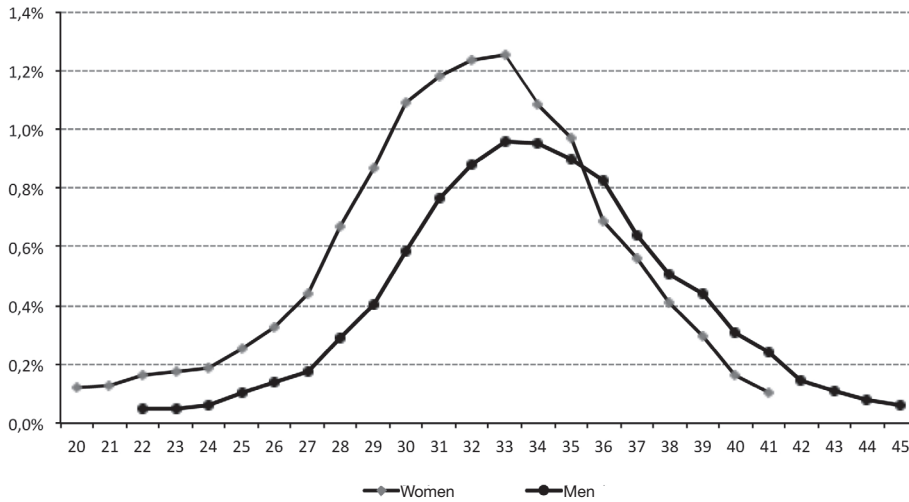
to six occasions, this means that there are five possible transition episodes for each individual. The dependent variable is the transition to first time parenthood and the adopting of the 1 value when, between the time of observation and the following quarter, a new member having 0 years of age appears in the household, and 0 when the household continues to be childless. The analysis technique shall be logistic regression with panel data, in which the ratio between having a first child or in which the household continues to be childless, is controlled by the individual's age, the observation period and in which place of birth, level of education and employment status are used as explanatory variables. This methodology permits us to obtain net effects regarding the probability of transition to first time parenthood, from the individual's characteristics regarding education level, place of birth and relationship with the economic activity and employment situation, upon annulling the effects of the other co-variables introduced in the model. In addition, the multivariable model is repeated for each of the categories of our explanatory variables so as to reveal the distinct specific calendars for first time parenthood according to educational profile, from place of birth and with relation to employment. Upon focusing on the analysis of the transition to first time parenthood, the sample only considers those women and men who were previously childless, or who, in their first observation had no children in the household. Similarly, given that it is a transition to a unique event (only one individual may become a first time mother or father), the observations of the individuals are truncated at the time in which this transition takes place, that is, in the observation in which a newborn appears.

The working hypothesis suggests that the age, education, work and place of origin profiles shall vary according to the transition to either first time maternity or paternity. Unlike other data sources such as the Survey of Fertility and Values from 2006 or the popula-

tion census from 2011, in which parenthood is considered to be a strictly female topic, the EPA allows us to consider the main socio-demographic and labor characteristics of men at the time of becoming first time fathers. Thus, the analysis is carried out separately for men and women, thereby including the gender perspective in this analysis. We have selected women between the age of 20 and 41 given that it has been verified that female first time parenthood is significant during this age range (Graph 1). Thus, we have selected a sample of 274,351 women without children in the household who were observed on 945,484 occasions, those having 10,892 first children (4%) during the observed period, from 1999 and 2015. In the masculine case, although first time fatherhood by age is similar to the female case, the pattern reveals a later transition to paternity calendar. So, for men, the minimum age for having a first child is 22 and first time paternity is no longer significant after 45 years of age (Graph 1). Thus, we have observed 351,602 men between these ages on 1,119,496 occasions, with 10,244 first children (3%). During the observed period, women and men having their first child who were included in the sample have experienced variations with respect to the explanatory variables. In order to understand the changes in first time parenthood patterns, it is necessary to describe the evolution of the structure based on age, educational attainment, place of birth or employment situation of the considered population. So, for example, Graph 2 shows how, during the analyzed period between 1999 and 2015, the average age for first time maternity changed from 29.6 to 32.9 years of age, and first time paternity went from 31.9 to 35.5 years of age<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> In the same graph, it is possible to verify that the mean ages of first time maternity and paternity calculated with the EPA coincide in great part with those created according to the birth registries, that is, from the Vital Statistics, MNP based on its initials in Spanish.

**GRAPH 1.** First time parenthood rates according to age and sex, 1999-2015



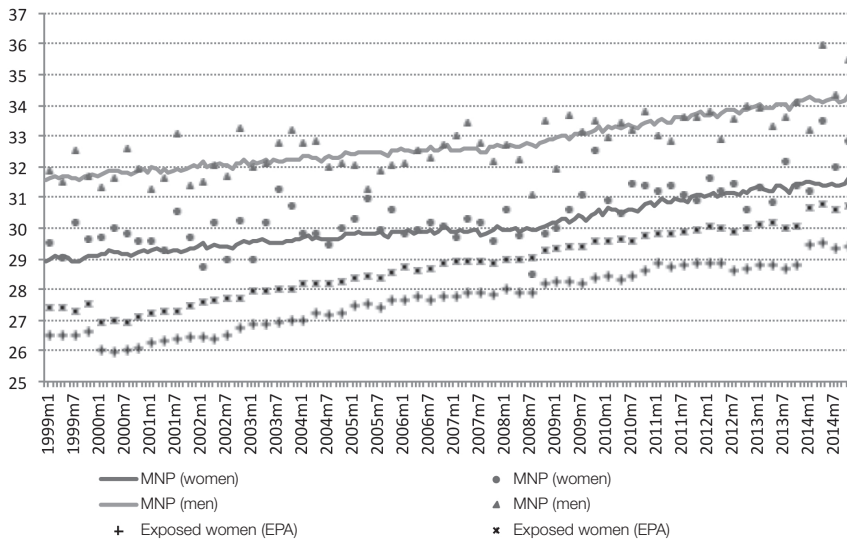
Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

Similarly, it has been observed that, although lower, the mean ages of the women and men that have yet to have children at the time of observation (exposed to first time parenthood) are following the same rising trend.

As for education level (Graph 3), this has increased progressively since the start of the

21<sup>st</sup> century, especially in women. In fact, the percentage of women having a maximum of compulsory education has decreased from 43% to 27%, whereas the percentage of women with VT (vocational training) and university studies (either short or long cycle) has increased. Finally, the percentage of women

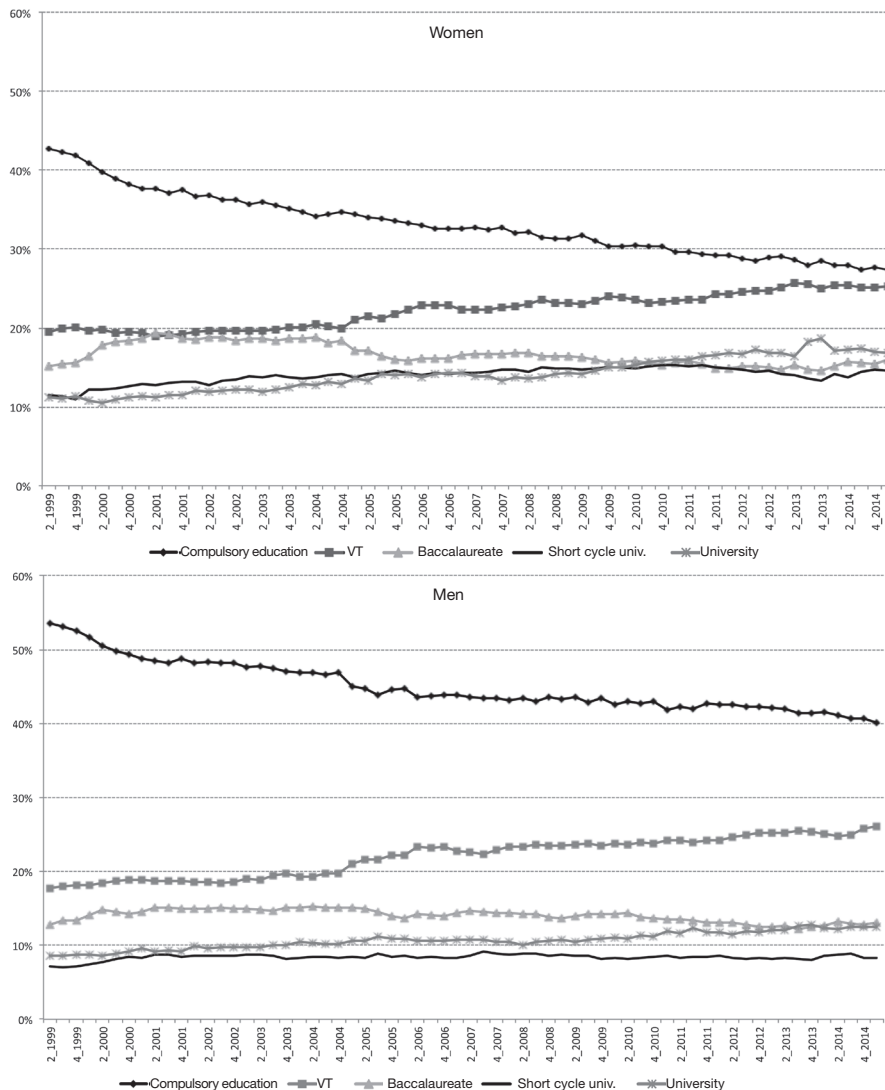
**GRAPH 2.** Evolution of the mean age of first time parenthood and mean age of the exposed population



Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015 and from the Vital Statistics (MNP), 1999-2014.



**GRAPH 3.** Evolution of educational attainment of the observed women and men



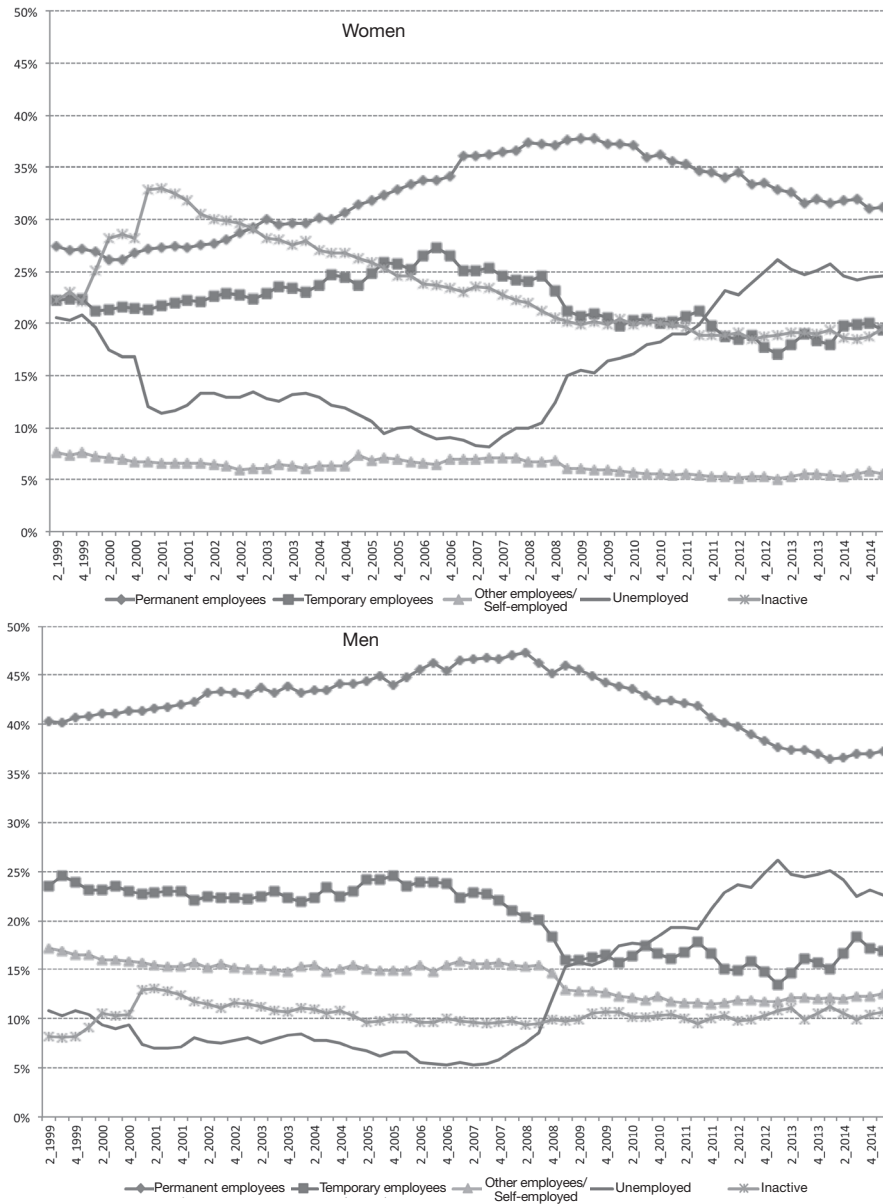
Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

who have completed their baccalaureate studies has remained stable, at approximately 15-17%. Men have also experienced an improvement with regards to educational structure, although the proportion of those with compulsory studies is higher in this case, in detriment of the others.

Regarding the employment structure of women, Graph 4 reveals how a decrease has

taken place in inactive women in favor of working females, since the start of the economic crisis in 2008. As of this time, the most noteworthy information is the spectacular increase in unemployment amongst females. While the number of unemployed women had decreased during the years of economic expansion, it went from 8 to 25%, between the third quarter of 2007 until the last obser-

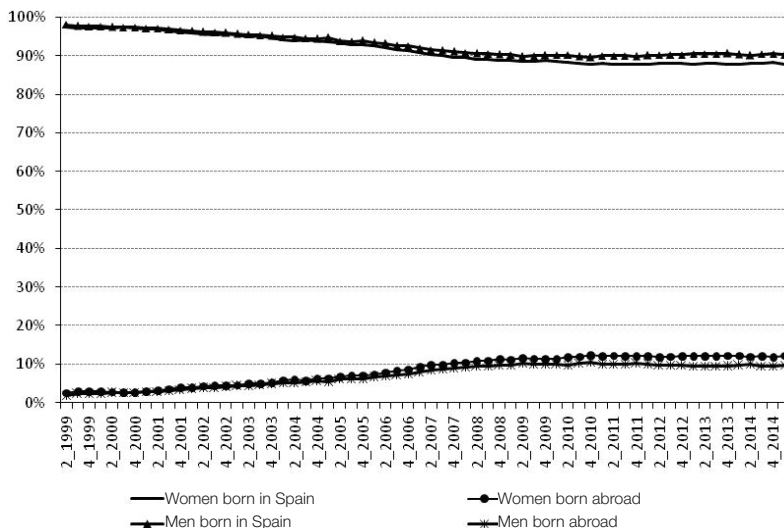
**GRAPH 4.** Evolution of the employment status of the observed women and men



Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

ved quarter, the first quarter of 2015. Thus, it may be concluded that the female population is ever more present in the labor market, as indicated by the decreased weight of inactive females. However, the employment opportunities of these women have been seriously

jeopardized with the arrival of the economic crisis, although this does not necessarily mean a return to inactivity. In the case of men, the deterioration of the economic context has led to a relative decrease in employed males and an increase in the unemployed.

**GRAPH 5.** *Evolution of place of birth of observed women and men*

Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

Finally, the importance of immigration in Spain has led to the progressive increase in the percentages of women and men from our sample who are experiencing first time parenthood who were born abroad, as seen in Graph 5.

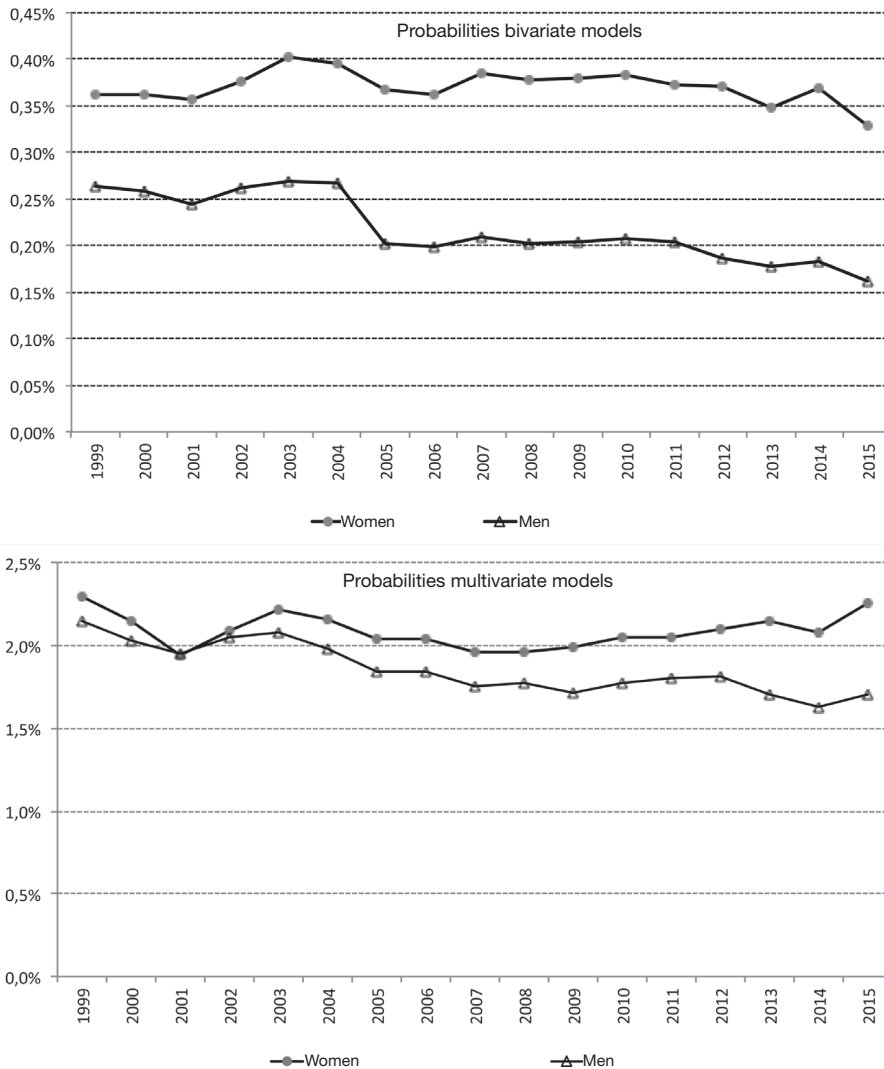
## EVOLUTION OF FIRST TIME PARENTHOOD IN SPAIN

Before undertaking an analysis regarding the explanatory factors, we shall analyze the evolution throughout the period of first time parenthood in Spain. Graph 6 reveals that the probabilities of first time parenthood in women and men for each observation year, before and after controlling for all explanatory factors. Upon obtaining the annual probabilities, without introducing any control, it has been observed that there are no significant changes with regards to first time parenthood across the period, for either men or women. In the multivariable results, the net effect was calculated from the time of observation, once having annulled the effects of the changes on the structure of age, place of birth and em-

ployment status. The reference populations are individuals who are 33 years of age<sup>3</sup>, having primary school studies or less, with permanent employment and born in Spain. For females having these characteristics, it has been observed that the transition to maternity decreases slightly until the year 2007, and with the economic crisis, in 2008, their probabilities of first time parenthood slightly increased. For men, the evolution has been parallel to that of the women, although in their case, the effect of the crisis on the decrease in first time paternity was not noted until 2013. A priori, these results for women contradict the thesis presented by Kravdal (2002) stating that the context of labor insecurity during the economic crisis persisted even after controlling for labor status of the individuals, although this is not the case for

<sup>3</sup> The greatest probability of first time parenthood was found for men and women who are 33 years of age (Graph 1). This explains, in large part, that the probabilities obtained in the multivariable models are higher than the bivariate ones, which are observed for the female and male total population.

**GRAPH 6.** Evolution of first time female and male parenthood (expected probabilities based on bivariate and multivariate logistic regression models with panel data), 1999-2015



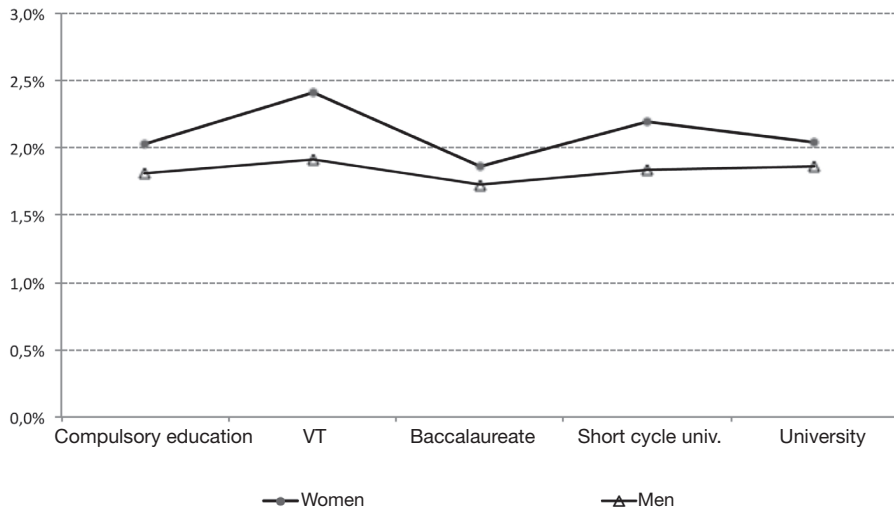
Note: Reference population: Individuals who are 33 years of age, with compulsory education and permanent employment, born in Spain.

Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

men. However, it is not possible to draw robust conclusions on the differences observed from year to year, given that they are not statistically significant. In the multivariable models, the time variable is introduced (Table I, Model II), grouping together the years prior to the economic crisis (1999-2007) and the

years as of the start of the same (2008-2015). This permits us to confirm that the transition to first time maternity was slightly more likely during the economic crisis period. These results are not unusual if we consider that in the multivariable model, the effect of unemployment is annulled and 33 year olds are

**GRAPH 7.** First time parenthood according to education level of women and men (expected probabilities based on multivariate logistic regression models with panel data), 1999-2015



Note: Reference population: Individuals who are 33 years of age, with permanent employment, born in Spain.

Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

used as the reference population, while the maternity of the youngest women is the most strongly affected during the economic crisis period (Sobotka *et al.*, 2011). For men, the difference between one period and another, although statistically significant, is quite small.

## EXPLANATORY FACTORS OF THE FIRST TIME PARENTHOOD PATTERNS IN SPAIN BETWEEN 1999 AND 2015

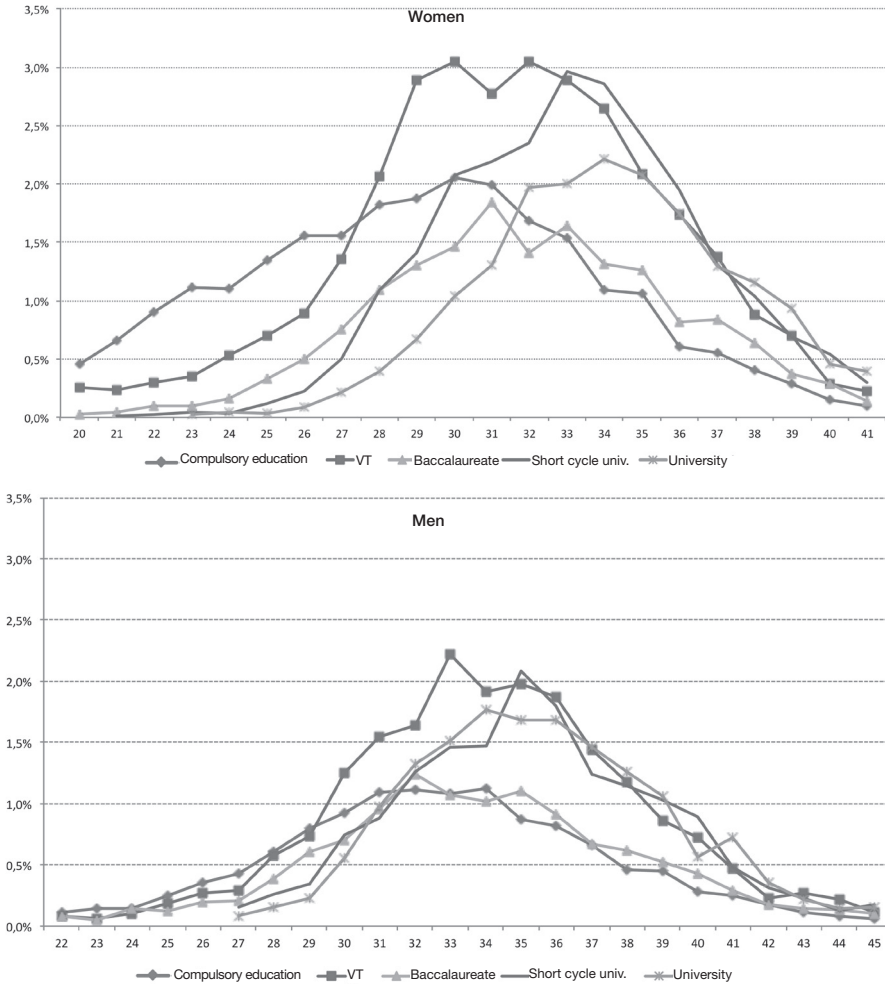
### Education level

In Graph 7, we see that it is not possible to find a clear relationship between higher education level and lower first time motherhood. The results of the multivariable models by sex (Graph 7 and Table I) reveal that education level is a factor with little significance with regards to female first-time maternity. In fact, it is possible to observe a greater probability for women with VT or short cycle university degrees, whereas the differences between the less educated and upper cycle

university degree holders are not significant. For men, no differences were observed in the probability of having a first child based on education level.

The diverse age-patterns of first time parenthood according to education level (Graph 8) reveal that the relationship between education level and the transition to maternity is not unequivocal, but rather, depends on the age of the studied phenomenon, as suggested by our initial hypotheses. In fact, women having a higher education level tended to delay maternity, whereas those who were less educated tended to become mothers at an earlier age. However, as we have just seen, this distinct calendar does not always contribute to final first time parenthood: having a first child much later, the probability of transition to maternity for university women is not statistically different for women with only primary school studies. On the other hand, women with VT are found to have a greater probability of being first time mothers as compared to women with other education levels. These increased probabili-

**GRAPH 8.** First time parenthood by age and educational attainment of women and men (expected probabilities based on multivariate logistic regression models with panel data), 1999-2015



Note: Reference population: Individuals with permanent employment, born in Spain.

Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

ties began in the late 20s and also revealed a highly delayed transition, as was the case with their colleagues having a higher education level. However, for the delayed calendar of the women with VT, the hypothesis of the accumulation of human capital strategy is not valid. In fact, both the academic training of the women with VT as well as their subsequent work positioning occurs at earlier ages than those of the university degree holders.

Our results agree with the argument of De la Rica and Iza (2005), which states that the delay in maternity, although a phenomenon that was initiated by the university educated, has extended across the less educated social groups.

In the case of men, education does not result in differences in the incidence of first time fatherhood. Ultimately, it is observed that the effect of education is lower in men

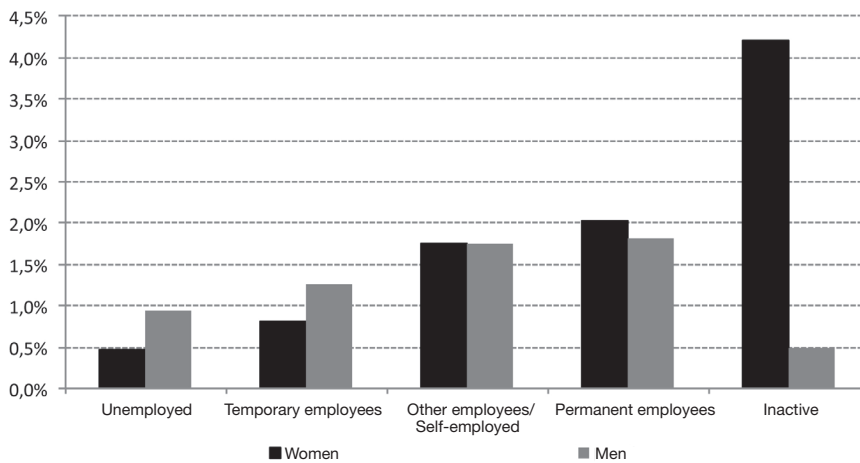
**TABLE 1.** Characteristics associated with first time parenthood in women and men (Logistic regression coefficients with panel data), 1999-2015

| Variables                | Women     |      |       |           |         |       | Men       |      |         |           |      |         |
|--------------------------|-----------|------|-------|-----------|---------|-------|-----------|------|---------|-----------|------|---------|
|                          | Model I   |      |       | Model II  |         |       | Model I   |      |         | Model II  |      |         |
|                          | Odd ratio | S.S. | Prob. | Odd ratio | S.S.    | Prob. | Odd ratio | S.S. | Prob.   | Odd ratio | S.S. | Prob.   |
| <b>Age</b>               |           |      |       |           |         |       |           |      |         |           |      |         |
| 23                       | 0.15      | ***  | 0.01  | 0.3%      | 0.15    | ***   | 0.01      | 0.3% |         |           |      |         |
| 24                       | 0.17      | ***  | 0.01  | 0.4%      | 0.17    | ***   | 0.01      | 0.3% |         |           |      |         |
| 25                       | 0.24      | ***  | 0.02  | 0.5%      | 0.24    | ***   | 0.02      | 0.5% |         |           |      |         |
| 26                       | 0.32      | ***  | 0.02  | 0.7%      | 0.32    | ***   | 0.02      | 0.6% |         |           |      |         |
| 27                       | 0.42      | ***  | 0.03  | 0.9%      | 0.43    | ***   | 0.03      | 0.8% | 0.23    | ***       | 0.02 | 0.4%    |
| 28                       | 0.62      | ***  | 0.03  | 1.3%      | 0.63    | ***   | 0.03      | 1.2% | 0.35    | ***       | 0.02 | 0.7%    |
| 29                       | 0.79      | ***  | 0.04  | 1.6%      | 0.80    | ***   | 0.04      | 1.5% | 0.47    | ***       | 0.03 | 0.9%    |
| 30                       | 0.95      | ns.  | 0.05  | 1.9%      | 0.96    | ns.   | 0.05      | 1.8% | 0.65    | ***       | 0.04 | 1.2%    |
| 31                       | 0.99      | ns.  | 0.05  | 2.0%      | 0.99    | ns.   | 0.05      | 1.9% | 0.82    | ***       | 0.04 | 1.5%    |
| 32                       | 1.00      | ns.  | 0.05  | 2.0%      | 1.00    | ns.   | 0.05      | 1.9% | 0.93    | ns.       | 0.05 | 1.7%    |
| 33                       | 1         |      |       | 2.0%      | 1       |       |           | 1.9% | 1       |           |      | 1.8%    |
| 34                       | 0.86      | ***  | 0.04  | 1.7%      | 0.86    | ***   | 0.04      | 1.6% | 0.99    | ns.       | 0.05 | 1.8%    |
| 35                       | 0.75      | ***  | 0.04  | 1.5%      | 0.75    | ***   | 0.04      | 1.4% | 0.93    | ns.       | 0.05 | 1.7%    |
| 36                       | 0.53      | ***  | 0.03  | 1.1%      | 0.53    | ***   | 0.03      | 1.0% | 0.86    | ***       | 0.05 | 1.6%    |
| 37                       | 0.43      | ***  | 0.02  | 0.9%      | 0.43    | ***   | 0.02      | 0.8% | 0.67    | ***       | 0.04 | 1.2%    |
| 38                       | 0.32      | ***  | 0.02  | 0.7%      | 0.32    | ***   | 0.02      | 0.6% | 0.54    | ***       | 0.03 | 1.0%    |
| 39                       | 0.23      | ***  | 0.02  | 0.5%      | 0.23    | ***   | 0.01      | 0.4% | 0.47    | ***       | 0.03 | 0.9%    |
| 40                       | 0.13      | ***  | 0.01  | 0.3%      | 0.13    | ***   | 0.01      | 0.2% | 0.33    | ***       | 0.02 | 0.6%    |
| 41                       |           |      |       |           |         |       |           |      | 0.27    | ***       | 0.02 | 0.5%    |
| 42                       |           |      |       |           |         |       |           |      | 0.17    | ***       | 0.01 | 0.3%    |
| 43                       |           |      |       |           |         |       |           |      | 0.12    | ***       | 0.01 | 0.2%    |
| 44                       |           |      |       |           |         |       |           |      | 0.09    | ***       | 0.01 | 0.2%    |
| 45                       |           |      |       |           |         |       |           |      | 0.07    | ***       | 0.01 | 0.1%    |
| <b>Place of birth</b>    |           |      |       |           |         |       |           |      |         |           |      |         |
| Born in Spain            | 1         |      |       | 2.0%      | 1       |       |           | 1.9% | 1       |           |      | 1.8%    |
| Immigrants               | 1.47      | ***  | 0.05  | 2.9%      | 1.41    | ***   | 0.05      | 2.6% | 1.53    | ***       | 0.06 | 2.7%    |
| <b>Education level</b>   |           |      |       |           |         |       |           |      |         |           |      |         |
| Compulsory education     | 1.00      |      |       | 2.0%      | 1       |       |           | 1.9% | 1       |           |      | 1.8%    |
| VT                       | 1.20      | ***  | 0.03  | 2.4%      | 1.17    | ***   | 0.03      | 2.2% | 1.06    | **        | 0.03 | 1.9%    |
| Baccalaureate            | 0.92      | **   | 0.03  | 1.9%      | 0.91    | ***   | 0.03      | 1.7% | 0.95    | ns.       | 0.03 | 1.7%    |
| Short univ. cycle        | 1.08      | **   | 0.04  | 2.2%      | 1.06    | *     | 0.04      | 2.0% | 1.01    | ns.       | 0.04 | 1.8%    |
| University               | 1.01      | ns.  | 0.03  | 2.0%      | 0.98    | ns.   | 0.03      | 1.8% | 1.03    | ns.       | 0.04 | 1.9%    |
| <b>Employment Status</b> |           |      |       |           |         |       |           |      |         |           |      |         |
| Permanent                | 1         |      |       | 2.0%      | 1       |       |           | 1.9% | 1       |           |      | 1.8%    |
| Temporary                | 0.40      | ***  | 0.01  | 0.8%      | 0.40    | ***   | 0.01      | 0.8% | 0.69    | ***       | 0.02 | 1.3%    |
| Other employment sit.    | 0.87      | ***  | 0.04  | 1.8%      | 0.88    | ***   | 0.04      | 1.6% | 0.97    | ns.       | 0.03 | 1.8%    |
| Unemployed               | 0.22      | ***  | 0.01  | 0.5%      | 0.22    | ***   | 0.01      | 0.4% | 0.51    | ***       | 0.02 | 0.9%    |
| Inactive                 | 2.12      | ***  | 0.05  | 4.2%      | 2.17    | ***   | 0.06      | 4.0% | 0.27    | ***       | 0.02 | 0.5%    |
| <b>Period</b>            |           |      |       |           |         |       |           |      |         |           |      |         |
| 1999-2007                |           |      |       |           | 1       |       |           | 1.9% |         |           |      | 1       |
| 2008-2015                |           |      |       |           | 1.21    | ***   | 0.03      | 2.3% |         |           |      | 1.07    |
| Constant                 | 0.02      | ***  | 0.00  |           | 0.02    | ***   | 0.00      |      | 0.02    | ***       | 0.00 | 0.01    |
| Log likelihood           | -50,614   |      |       |           | -50,573 |       |           |      | -50,344 |           |      | -50,337 |
| Wald Chi <sup>2</sup>    | 4,263     | ***  |       |           | 4,280   | ***   |           |      | 3,731   |           |      | 2,633   |

Statistical significance = "ns" not significant; " \* " error < 0.10; " \*\*\* " error < 0.05; " \*\*\*\* " error < 0.01.

Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

**GRAPH 9.** First time parenthood by employment status of women and men (expected probabilities based on multivariate logistic regression models with panel data), 1999-2015



Note: Reference population: Individuals who are 33 years old, with compulsory education, born in Spain.  
Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

than in women. However, in men there is also a first time paternity calendar observed based on education level. As occurs in the female case, men with a higher education level tend to delay paternity more than their less educated counterparts.

### The employment status

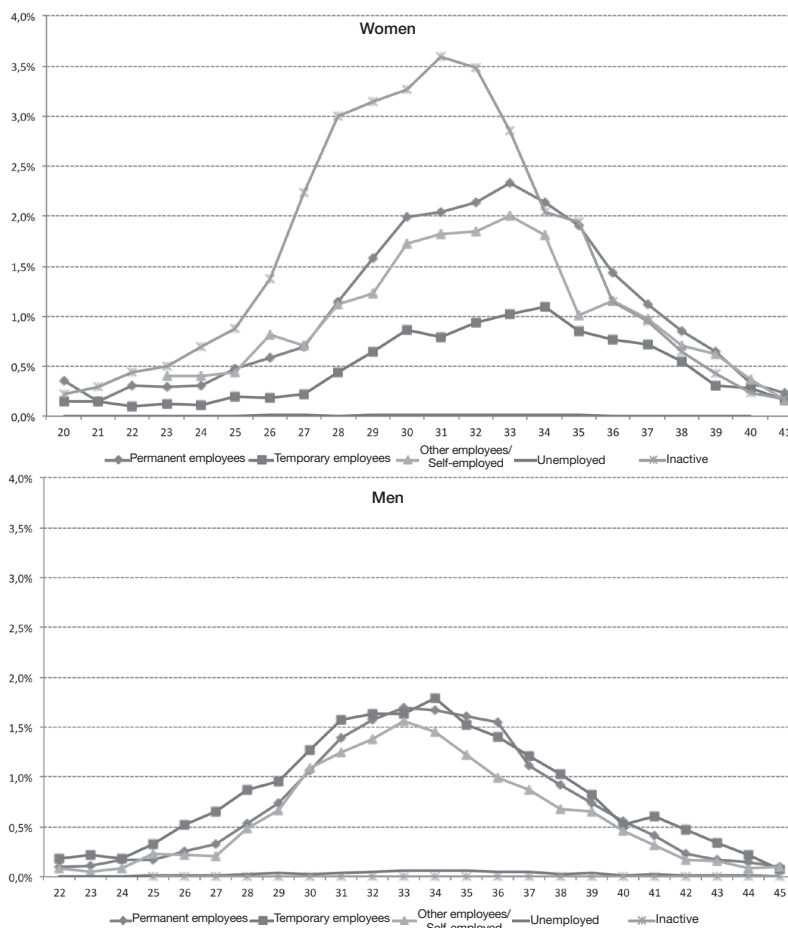
The expected probabilities revealed in Graph 9 and Table I corroborate the hypothesis of the existence of a gender pattern in the relationship between participation in the labor market and first time parenthood. In fact, the greatest probabilities of first time parenthood are seen for inactive women<sup>4</sup>, whereas working is a *sine qua non* condition for men in

their transition to first time paternity. However, the results support the third hypothesis, which suggests that job stability is a condition for family formation. For those forming part of the labor market, regardless of age, greater family formation probabilities are expected for workers having permanent contracts, as compared to those with temporary contracts, according to Adsera (2011) and González and Jurado-Guerrero (2006). Finally, according to Baizán (2006), we understand that the effect of unemployment is negative on first time parenthood, and that job stability is more favorable in women than in men. In fact, it is the unemployed, followed by the temporary and self-employed workers, who have the lowest rates of first time parenthood. This may lead us to infer that, as we stated at the beginning, the transition to first time maternity has a dual pattern with regards to the labor market, given that it is more likely in both inactive women as well as for those with stable employment. This condition of work stability is also relevant for men in their transition to paternity, although for them, the differences between the diverse work states are less significant with regards

<sup>4</sup> We interpret the high levels of first time parenthood amongst inactive women, not only as a result of certain traditional gender roles, but also as an effect of the way in which the EPA classifies inactivity, as a lack of the active search for employment or of the potential immediate incorporation in the same. Therefore, we may ask if, for those classified as inactive in the quarter prior to the birth of their child, many may be unemployed and, due to the imminent birth of the child, do not declare themselves to be actively seeking employment.



**GRAPH 10.** First time parenthood by age and employment status of women and men (expected probabilities based on multivariate logistic regression models with panel data), 1999-2015



Note: Reference population: Individuals with compulsory education, born in Spain.

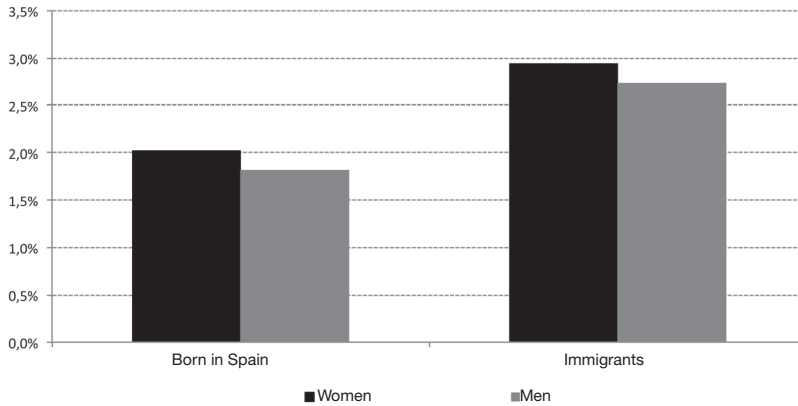
Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

to the probability of being first time fathers, than it is for women.

The probabilities by age and employment status (Graph 10 and Table I) corroborate with the interaction between age and relationship with labor activity. The results reveal that inactive women have a much earlier rate of first time parenthood than working women (as well as being more intense), given that the probability of having a first child is much greater from 20 to 33 years of age. For women aged 34 and older who have not had a first child,

the differences resulting from being employed or not are minimized, and there is even an increased probability for first time maternity in the former case. Of the employed, no differences are seen in the age pattern on the transition to maternity for permanent or temporary employees, or the self-employed; although the probabilities are lower at all ages for temporary workers according to the previously described results. Finally, there is almost no probability of being a first time mother for the unemployed, regardless of age.

**GRAPH 11.** *First time parenthood by place of birth of women and men (expected probabilities based on multivariate logistic regression models with panel data), 1999-2015*



Note: Reference population: Individuals who are 33 years old, with compulsory education and permanent employment.  
 Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

In the case of men, age patterns indicate that the masculine calendar does not depend on the employment modality.

### Place of birth

Graph 11 and Table I clearly reveal that place of birth marks a significant difference, with a higher rate of first time parenthood in immigrants, be they men or women. Furthermore, the distinct patterns based on age and place of birth for first time parenthood (Graph 12) reveal that the calendar is considerably earlier for immigrants, after annulling the differences of education level and the activity relationship. Female immigrants have much higher probabilities than natives between the ages of 20 and 28; on the other hand, after 30 years of age, the transition to maternity is greater for those born in Spain. Therefore, while the delay in the timing is almost exclusively related to the natives, the increase in the probability of having first time children for the younger women is explained in part by the greater probability of the immigrants. For men, however, this duality is not seen in the timing, given that immigrant males reveal higher probabilities at all ages, except between

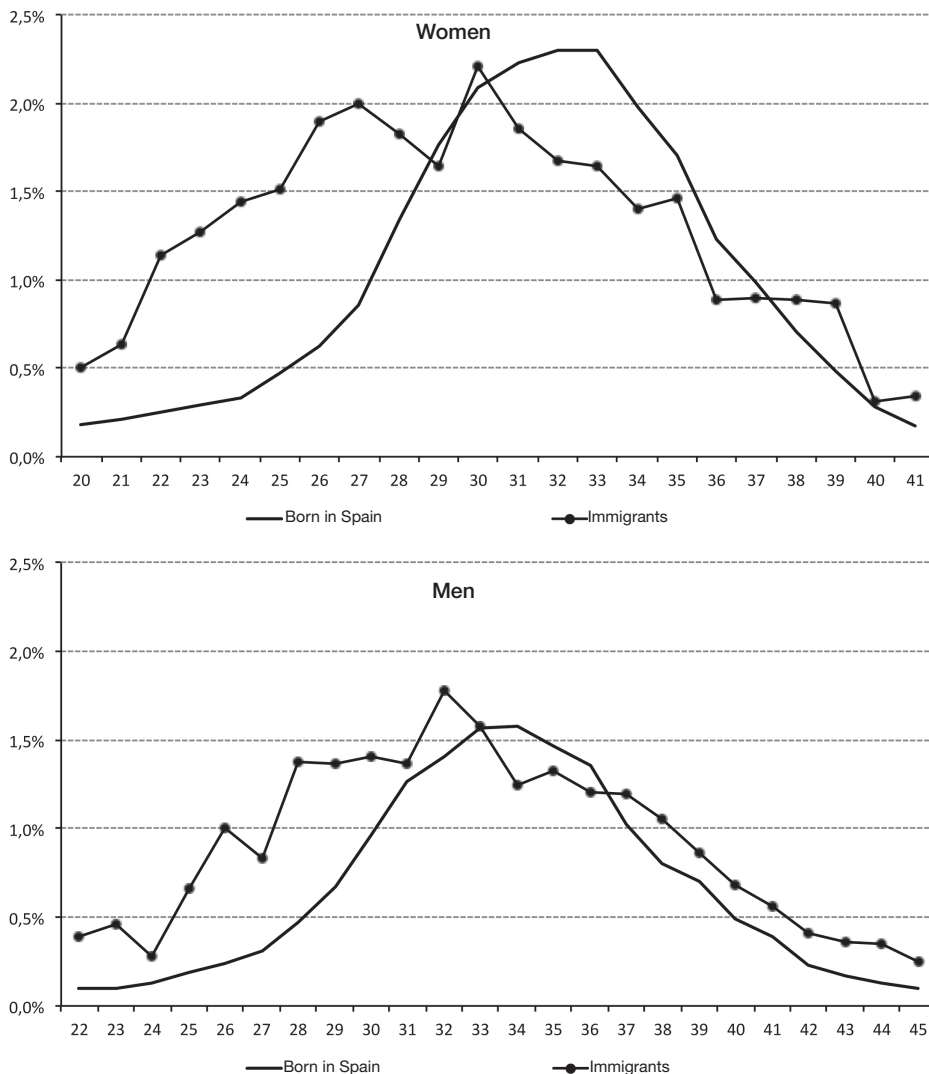
34 and 36 years, when males born in Spain have higher probabilities.

## CONCLUSIONS

The conclusions reached from our results suggest that there is no unique origin, education and labor profile for those women and men who have entered the maternity or paternity life stage, but rather, that this profile depends enormously on the age in which the reproductive adventure is embarked on: ultimately, it is necessary to distinguish between the effect of the explanatory variables considered over the probability and over the first time parenthood calendar. Our analysis has revealed the socioeconomic profiles of the new parents, based on age of this reproductive transition. It has been found that there is a strong interaction between age and the explanatory factors regarding the probability of being first time parents, especially for women.

As for the explanatory factors, we have verified that there is no correlation between a higher education level and a lower incidence of first time parenthood, given that the highest probabilities are observed for women

**GRAPH 12.** First time parenthood by age and place of birth of women and men (expected probabilities based on multivariate logistic regression models with panel data), 1999-2015



Note: Reference population: individuals with compulsory education and permanent employment.  
 Source: Authors' creation based on primary data of the EPA, 1999-2015.

with professional training or with intermediate university education, with the lowest rates being found for the least educated and those with upper university educations. When introducing patterns for age, we see that the highest rates of first time parenthood for the most educated follows the postulates of the

theory of opportunity cost, of institutional conflict and of second demographic transition. Thus, university educated women do not decide to have their first child until having entered their thirties. As for the effect of labor status, the results have revealed a clear gender pattern, in which inactive women are as-

sociated with having a greater and earlier transition to first time maternity and, in accordance with our initial hypothesis, we have also observed a delayed calendar for the transition to maternity for employed women. Furthermore, in men, working is a *sine qua non* condition for their transition to first time paternity. However, precarious labor situations such as unemployment or temporary jobs represent undesirable situations for family formation, especially for women. Therefore, we can affirm that for women who enter the labor market (the large majority), their transition to first time motherhood is more likely the greater the stability of their employment situation. Finally, the explanation of the higher rates and the earlier calendar of first time parenthood for immigrants are based on the fact that the majority of immigrants come from societies having different cultural norms regarding family formation. Therefore, this population has not embraced the profound changes in reproductive behavior resulting from the second demographic transition like the Spanish population.

In response to the change in the paternity model which is emerging in western countries, this work has attempted to add to other academic contributions that examine the role of men in the collective decisions of the couple regarding having children (for example, González and Jurado Guerrero, 2015). Unlike the neoclassical hypothesis, our results reveal that the most educated men also tend to delay paternity, like women, suggesting that the opportunity cost of children also exists for fathers. On the other hand, the results according to the employment status, confirm that the provider role continues to be much more determinant in the male case, given that there is virtually no incidence of first time parenthood for non-employed men. However, the analysis ends right after the children are born, therefore future studies will have to reveal how the men and women adapt their participation in the labor market once they become first time parents.

Our study focuses its attention on the end of infertility in Spanish men and women during the country's changing economic-labor context. In this work, we have verified that the probabilities calculated for first time parenthood for the population with stable employment were not reduced with the economic crisis. However, the negative effects of unemployment and job instability have been confirmed. Specifically, we have seen how the transition to maternity has been virtually inexistent amongst the unemployed. Finally, our results have shown the existence of the specialization of productive and reproductive work between the sexes, and the "male breadwinner" model for the family's economic needs. Despite this, it has also been shown that these traditional patterns are not valid for all population sectors, especially for more educated women and those with more labor involvement who tend to delay reproduction until it suits their professional and gender equality expectations. Many authors warn of the increase in infertility amongst women born in the 1970s (Castro-Martín and Seiz-Puyuelo, 2014; Esteve *et al.*, 2016), associating it with the delay in age of first maternity and predicting low final levels of parenthood for these generations. The authors claim an increase in infertility due to undesired causes. In these cases, they have reached the age that is socially appropriate to have children but decide to postpone this decision given that their family or material conditions are not ideal. In fact, what should be of concern is the fact that women and men who decide to wait for better times to form a family may wind up ultimately being infertile due to their advanced age. According to our results, those having the greatest risk of not completing their family projects due to biological causes are those who tend to delay parenthood the most-- that is, the most educated men and women and those who are a part of the work force. And we should not forget that they represent a greater proportion when the generation is younger, especially in women. Therefore, although the decision to have children is an individual one, society

should implement adequate institutional conditions to prevent the frustration of their reproductive, professional and gender equality projects, which over the long term, may constitute the future projects of this very society.

## BIBLIOGRAPHY

- Adsera, Alicia (2011). "Where Are the Babies? Labor Market Conditions and Fertility in Europe". *European Journal of Population*, 21(1): 1-32.
- Ahn, Namkee and Mira, Pedro (2002). "A Note on the Changing Relationship between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries". *Journal of Population Economics*, 15(4): 667-682.
- Baizán, Pau (2006). "El efecto del empleo, el paro y los contratos temporales en la baja fecundidad española de los años 1990". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 115: 223-253.
- Becker, Gary S. (1960). "An Economic Analysis of Fertility". In: Becker, G. S. (ed.). *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. New Jersey: Princeton University Press.
- Becker, Gary S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Billari, Francesco (2005). "The Transition to Parenthood in European Societies". In: Hantrais, L.; Philipov, D. and Billari, F. (eds.). *Policy Implications of Changing Family Formation*. Brussels: Council of Europe Publishing, Population studies, vol. 49.
- Blossfeld, Hans-Peter and Huinink, Johannes (1991). "Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation". *American Journal of Sociology*, 97(1): 143-168.
- Bongaarts, John (2002). "The End of the Fertility Transition in the Developed World". *Population and Development Review*, 28(3): 419-443.
- Bongaarts, John and Sobotka, Tomás (2012). "A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility". *Population and Development Review*, 38(1): 83-120.
- Brewster, Karin and Rindfuss, Ronald R. (2000). "Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations". *Annual Review of Sociology*, 26: 271-296.
- Boca, Daniela del (2002). "The Effect of Childcare and Part Time Opportunities in Participation and Fertility of Italian Women". *Journal of Population Economics*, 15: 549-573.
- Cabré, Anna (2003). "Facts and Factors on Low Fertility in Southern Europe: The Case of Spain". *Papers de Demografia*, 222.
- Castro-Martín, Teresa and Rosero-Bixby, Luis (2011). "Maternidades y fronteras: la fecundidad de las mujeres inmigrantes en España". *Revista Internacional de Sociología (RIS), La inmigración en España: perspectivas innovadoras*, monográfico 1: 105-137.
- Castro-Martín, Teresa and Martín-García, Teresa (2013). "Fecundidad bajo mínimos en España: pocos hijos, a edades tardías y por debajo de las aspiraciones reproductivas". In: Esping-Andersen, G. (ed.). *El déficit de natalidad en Europa. La singularidad del caso español*. Barcelona: Obra Social "la Caixa", Colección Estudios Sociales, 36.
- Castro-Martín, Teresa and Saiz-Puyuelo, Marta (2014). "La transformación de las familias en España desde una perspectiva socio-demográfica". *VII Informe sobre la exclusión y desarrollo social en España*. Madrid: Fundación Foessa, Documento de trabajo, 1.1.
- Devolder, Daniel (2010). "Anàlisi de la fecunditat a partir de l'Enquesta Sociodemogràfica de Catalunya 2007". *Quaderns d'estadística*, 4. Barcelona: Institut d'Estadística de Catalunya, Generalitat de Catalunya.
- Esping-Andersen, Gøsta (2013). "Por qué la fecundidad es importante: teoría e investigación empírica". In: Esping-Andersen, G. (ed.). *El déficit de natalidad en Europa. La singularidad del caso español*. Barcelona: Obra Social "la Caixa", Colección Estudios Sociales, 36.
- Esteve, Albert; Domingo, Andreu and Devolder, Daniel (2016). "La infecundidad en España: tic-tac, tic-tac, tic-tac!!!". *Perspectives Demogràfiques*, 1: 1-4.
- Fernández Cordón, Juan A. (1986). "Análisis longitudinal de la fecundidad en España". In: Olano, A. (ed.). *Tendencias demográficas y planificación económica*. Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda.
- Goldstein, Joshua R.; Sobotka, Tomás and Jasilioniene, Aiva (2009). "The End of Lowest-low Fertility?". *Population and Development Review*, 35(4): 663-700.

- González, María J. and Jurado-Guerrero, Teresa (2006). "Remaining Childless in Affluent Economies: A Comparison of France, West Germany, Italy and Spain, 1994-2001". *European Journal of Population*, 22(4): 317-352.
- González, María J. and Jurado-Guerrero, Teresa (2015). *Padres y madres corresponsables. Una utopía real*. Madrid: Catarata.
- Heckman, James J. and Walker, Ken J. (1990). "The Relationship between Wages and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data". *Econometrica*, 58: 1411-1441.
- Henwood, Karen; Shirani, Fiona and Kellett, Joanne (2011). "On Delayed Fatherhood: The Social and Subjective 'Logics' at Work in Men's Lives". In: Beets, G.; Schippers, J. and Tevelde, E. R. (eds.). *The Future of Motherhood in Western Societies. Late Fertility and its Consequences*. Dordrecht: Springer.
- Hobson, B. and Morgan, D. (2002). "Introduction". In: Hobson, B. (ed.). *Making Men into Fathers: Men Masculinities and the Social Politics of Fatherhood*. Cambridge: Cambridge University Press.
- INE (1989). *Encuesta de Población Activa -Estadística de flujos, 2º trimestre 1987-2º trimestre 1988*. Madrid: INE.
- Kaa, Dirk J. van de (1987). "Europe's Second Demographic Transition". *Population Bulletin*, 42(1). Washington D.C.: Population Reference Bureau.
- Kohler, Hans-Peter; Billari, Francesco and Ortega, José A. (2002). "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1900s". *Population and Development Review*, 28(4): 641-680.
- Kravdal, Øystein (2002). "The Impact of Individual and Aggregate Unemployment on Fertility on Norway". *Demographic Research*, 6(10): 263-294.
- Kravdal, Øystein and Rindfuss, R. R. (2008). "Changing Relationships between Education and Fertility: A Study of Women and Men Born 1940 to 1964". *American Sociological Review*, 73: 854-873.
- Kulu, Hill (2005). "Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined". *European Journal of Population*, 21: 51-87.
- Lappegård, Trude and Rønsen, Marit (2005). "The Multifaceted Impact of Education on Entry into Motherhood". *European Journal of Population*, 21: 31-49.
- Lesthaeghe, Ron J. (1995). "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation". In: Mason, K. O. and Jensen, A. M. (eds.). *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. Oxford: Clarendon Press.
- McDonald, Peter (2000). "Gender Equity in Theories of Fertility Transition". *Population and Development Review*, 26(3): 427-439.
- Mills, Melinda et al. (2011). "Why Do People Postpone Parenthood? Reasons and Social Policy Incentives". *Human Reproduction Update*, 17(6): 848-860.
- Mincer, Jacob (1963). "Market Prices, Opportunity Costs and Income Effects". In: Christ, C. F. (ed.). *Measurement in Economics*. Stanford: Stanford University Press.
- Miret, Pau (2006). "Componentes demográficos del descenso de la fecundidad en España desde 1975 y de su evolución posterior". *Papers de Demografia*, 285.
- Myrskylä, Mikko; Kohler, Hans-Peter and Billari, Francesco C. (2011). "High Development and Fertility: Fertility at Older Reproductive Ages and Gender Equality Explain the Positive Link". *MPIDR Working Papers*, 2011-017. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Örsal, D.D. Karaman and Goldstein, Joshua R. (2010). "The Increasing Importance of Economic Conditions on Fertility". *MPIDR Working Papers*, 2010-014. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Preston, Samuel and Sten, Caroline (2008). "The Future of American Fertility". *NBER Working Paper*, 14498.
- Rey Poveda, A. del et al. (2015). "La interferencia entre el estatus familiar y las características individuales en el nacimiento del primer hijo tras la emigración a España". *Revista Internacional de Sociología*, 73(2).
- Rendall, Michael et al. (2010). "Increasingly Heterogeneous Ages at First Birth by Education in Southern European and Anglo-american Family-policy Regimes: A Seven-country Comparison by Birth Cohort". *Population Studies*, 64(3): 209-227.
- Rica, Sara de la and Iza, Amaia (2005). "Career Planning in Spain: Do Fixed-term Contracts Delay Marriage and Parenthood?". *Review of Economics of the Household*, 3: 49-73.

- Rindfuss, Ronald R. and Brewster, Karin, L. (1996). "Childbearing and Fertility". *Population and Development Review* (Supplement), 22: 258-289.
- Roig, Marta and Castro-Martín, Teresa (2007). "Childbearing Patterns of Foreign Women in a New Immigration Country: The Case of Spain". *Population English edition*, 62(3): 351-380. *Population Édition française*, 62(3): 419-446.
- Sobotka, Tómas (2004). "Is Lowest-low Fertility Explained by the Postponement of Childbearing?". *Population and Development Review*, 30(2): 195-220.
- Sobotka, Tomáš; Skirbekk, Vegard and Philipov Dimiter (2011). "Economic Recession and Fertility in the Developed Countries". *Population and Development Review*, 37: 267-306.

**RECEPTION:** August 8, 2016

**REVIEW:** October 28, 2016

**ACCEPTANCE:** February 16, 2017

# Características de las madres primerizas y de los padres primerizos en la España del siglo XXI

*Characteristics of First-time Parents in Spain along the 21<sup>st</sup> Century*

**Elena Vidal-Coso y Pau Miret-Gamundi**

## Palabras clave

- España
- Género
- Lugares de origen
- Nivel de estudios
- Primofecundidad
- Situación laboral

## Key words

- Spain
- Gender
- Places of Birth
- Educational Attainment
- First-Parity Births
- Employment Status

## Resumen

Este trabajo analiza la primofecundidad femenina y masculina en España entre 1999 y 2015. A través de la Encuesta de Población Activa en su versión panel, la probabilidad de tener un primer hijo se controla por edad y periodo de observación, y las variables independientes son el lugar de nacimiento, el nivel de instrucción y la relación con la actividad. Los resultados confirman el aplazamiento de la primera fecundidad entre los hombres y mujeres con mayor nivel educativo. La pervivencia de un patrón de género explicaría la mayor probabilidad de primera maternidad de las inactivas, mientras que el trabajo es indispensable para ser padre primerizo. No obstante, el desempleo y la temporalidad afectan negativamente a ambos sexos. La aportación de la población inmigrada queda confirmada especialmente por su calendario temprano.

## Abstract

This study examines female and male first-time parents in Spain between 1999 and 2015. Based on the Labor Force Survey in its panel version, the probability of having a first child is controlled by age and observation period, using the independent variables of place of birth, educational attainment and employment status. Results confirm a delay in first parity births for men and women having a higher education level. The continuance of a gender pattern explains the higher probability of first-time maternity in unemployed women, whereas work is indispensable for being a first-time father. However, inactive and temporary employment negatively affect both genders. The contribution of the immigrant population is confirmed, especially due to its early timetable.

## Cómo citar

Vidal-Coso, Elena y Miret-Gamundi, Pau (2017). «Características de las madres primerizas y de los padres primerizos en la España del siglo XXI». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 160: 115-138. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.160.115>)

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

**Elena Vidal-Coso:** Université de Genève (Suiza) | [Elena.Vidal@unige.ch](mailto:Elena.Vidal@unige.ch)

**Pau Miret-Gamundi:** Centre d'Estudis Demogràfics de Barcelona | [pmiret@ced.uab.cat](mailto:pmiret@ced.uab.cat)



## INTRODUCCIÓN

Es bien conocida la explosión de la fecundidad ocurrida en España desde finales de la década de los cincuenta hasta mediados de los setenta (Fernández Cordón, 1986), al igual que la tendencia contraria a partir de ese momento. Efectivamente, el sur de Europa, y España en particular, ha representado desde entonces un claro ejemplo de lo que los demógrafos llaman la fecundidad más baja entre las bajas (en inglés, *lowest-low fertility*), caracterizada por un Índice Sintético de Fecundidad (ISF) inferior al 1,3 (Kohler *et al.*, 2002). Estos mismos autores, así como Cabré (2003) o Miret (2006), han interpretado el brusco descenso en los niveles de fecundidad de los países europeos y su estabilización en niveles excepcionalmente bajos durante los dos últimos decenios del siglo XX, como el efecto de cambios importantes en el calendario de transición a la maternidad. De ese modo, el aumento de la edad a la maternidad, especialmente al primer hijo, estaba produciendo un efecto temporal, distorsionando a la baja el ISF (Bongaarts, 2002; Sobotka, 2004; Goldstein *et al.*, 2009). El fenómeno se conoce en inglés como *postponement transition* (Bongaarts y Sobotka, 2012), desde un patrón de maternidad temprano a uno tardío. España no ha sido ninguna excepción al proceso, convirtiéndose en un claro ejemplo de fecundidad a edades muy avanzadas, *latest-late fertility* (Billari, 2005).

El descenso del ISF se produce entre 1977 y 1986, estabilizándose a la baja hasta el año 1998, cuando la tendencia se vuelve ascendente, recuperándose muy levemente hasta llegar a un máximo de 1,45 en 2008, en paralelo al inicio de la crisis económica. Se recupera la fecundidad retrasada de las cohortes de edad más avanzada, nacidas en los sesenta y setenta (Bongaarts y Sobotka, 2012), coincidiendo con el relativo adelanto en el calendario de la primera fecundidad de las generaciones nacidas a partir de los

ochenta. Finalmente, no podemos olvidar la aportación de los nacimientos producidos entre la población nacida en el extranjero. Si bien el efecto *quantum* de la inmigración en la fecundidad ha sido poco destacable en conjunto (Roig y Castro-Martín, 2007; Castro-Martín y Rosero-Bixby, 2011), sí lo ha sido el efecto *tempo* en el adelanto de la edad a la maternidad (Castro-Martín y Martín-García, 2013; Devolder, 2010). Desde el ámbito socioeconómico se han apuntado a los efectos positivos sobre la fecundidad de un ciclo económico favorable. El empeoramiento de la situación económica con la llegada de la crisis económica en 2008 y el aumento del desempleo a partir de ese momento ha tenido como resultado la disminución de la tasa de fecundidad en España (Castro-Martín y Martín-García, 2013). La caída de la fecundidad en los períodos de crisis económica se ha interpretado, principalmente, como consecuencia del retraso de la formación familiar hasta que las condiciones mejoren (Adsera, 2011; Sobotka *et al.*, 2011; Örsal y Goldstein, 2010).

Este artículo se centra en el análisis de la primofecundidad en España, su calendario, así como sus principales factores individuales explicativos. El objetivo concreto es el de desvelar los diversos perfiles educativos, laborales y de origen (autóctono o extranjero) de las mujeres y de los hombres que tuvieron su primer hijo entre 1999 y 2015, según sea la edad de inicio de la formación familiar. La idea subyacente es la de subrayar la importancia de los distintos calendarios a la maternidad/paternidad en los diversos perfiles sociodemográficos de quienes devienen madres y padres primerizos.

La confluencia durante el período analizado de la transición a la maternidad de diversas cohortes explicaría que la hipótesis del coste de oportunidad (Becker, 1981) sobre la correlación negativa entre, por un lado, el nivel educativo y ocupación y, por otro, la primofecundidad, no se cumpla en todos los casos, ya que va a depender del calendario

al primer hijo. Se espera que para aquellas mujeres que han retrasado su transición a la maternidad, la relación sea la inversa. Las mujeres con mayor nivel educativo y con empleo suelen retrasar la maternidad, en comparación con las mujeres menos cualificadas o que no se han incorporado al mercado de trabajo (Blossfeld y Huinink, 1991; Brewster y Rindfuss, 2000; Esping-Andersen, 2013). La hipótesis para los hombres es que tanto el nivel de instrucción como la participación en el mercado de trabajo actúen de forma positiva en la transición a la paternidad. Finalmente, el aporte de la inmigración a la primofecundidad en España, tanto femenina como masculina, será significativo solamente entre la población de menos de treinta años, dada la más temprana maternidad y paternidad de la población nacida en el extranjero.

Aprovechando que a partir de 1999 la Encuesta de Población Activa permite identificar a los hijos de un determinado individuo presentes en un hogar dado, se construye una variable que indica si entre un ciclo y el siguiente se ha incorporado al hogar un neonato, cuya madre o cuyo padre no tenían hasta el momento ningún hijo residente en el hogar. La técnica de análisis será la regresión logística con datos panel, en que la ratio entre la primogenitura y la infecundidad se controlará por la edad de la mujer o del hombre y el periodo de observación, y en que se utilizarán como variables independientes el lugar de nacimiento, el nivel de instrucción y la relación con la actividad. Como aproximación a la inmigración se utilizará el lugar de nacimiento, considerando inmigrantes a quienes no han nacido en España. El período estudiado será el que va del primer trimestre de 1999 hasta el primer trimestre de 2015. Se analiza la transición a la primofecundidad de las mujeres nacidas entre 1957 y 1994, entre los 20 y 41 años, y de los hombres nacidos entre 1953 y 1992, entre los 22 y 45 años.

La mayoría de las investigaciones sobre la fecundidad se han centrado exclusiva-

mente en las mujeres, ignorando a los hombres, como si sus opiniones, expectativas o deseos no tuvieran influencia alguna en la decisión de tener hijos (Kravdal y Rindfuss, 2008). No obstante, la importancia de incluir en el análisis a los hombres cobra sentido dentro del contexto de las sociedades occidentales, en que el modelo tradicional del padre proveedor está desapareciendo a favor de una nueva paternidad, más comprometida con el cuidado de los hijos (Hobson y Morgan, 2002). Por tanto, este trabajo analiza la primofecundidad también desde el punto de vista masculino. El análisis separado para mujeres y hombres pretende desvelar los perfiles de madres y padres en el momento de su primera maternidad/paternidad.

## MARCO TEÓRICO E HIPÓTESIS DE TRABAJO

El marco teórico de la «nueva economía del hogar», cuyo más conocido representante es Gary S. Becker (1960, 1981), ha guiado importantes estudios sobre la baja fecundidad (Brewster y Rindfuss, 2000; Ahn y Mira, 2002; del Boca, 2002). El argumento central de esta perspectiva económica es que la mayor dedicación de las mujeres a la educación y al mundo del trabajo aumenta el coste de oportunidad de la maternidad en términos de salarios no ingresados y de acumulación perdida de capital humano. Posponer la maternidad constituye para estas mujeres una estrategia para disminuir el coste de oportunidad que les supondría abandonar su carrera profesional, cuando esta aún no se ha consolidado. A mayor edad se espera que ya hayan alcanzado una posición y estabilidad laboral (Mincer, 1963; Esping-Andersen, 2013; Lappegård y Rønsen, 2005), y por tanto son menores los riesgos asociados a la interrupción de su carrera después del nacimiento del primer hijo. Este efecto aplazamiento se evidencia especialmente en España y en otros países del sur de Europa, donde

las dificultades para compaginar familia y trabajo son mayores (Castro-Martín y Martín-García, 2013). En estos países también se produce un conflicto institucional (McDonald, 2000), pues se basa en que los hijos son fundamentalmente un bien privado frente a la concepción de que son un bien social, por lo que fomentar la igualdad de género en las instituciones sociales como la escuela, el mundo laboral o las relaciones de pareja redundan en beneficio de la sociedad en su conjunto. No obstante, si bien el retraso a la maternidad ha sido un fenómeno inicialmente encabezado por las mujeres de alto nivel educativo (Mills *et al.*, 2011), se ha extendido a todos los grupos sociales, como argumentan para el caso español De la Rica e Iza (2005), aunque las diferencias de calendario continúan según el nivel educativo (Rendall *et al.*, 2010). Asimismo, numerosas investigaciones han estudiado los efectos del empleo femenino en el retraso a la maternidad (Blossfeld y Huinink, 1991; Brewster y Rindfuss, 2000; Esping-Andersen, 2013). Sin embargo, la relación tradicionalmente negativa entre participación laboral femenina y fecundidad presenta hoy día importantes variaciones entre países y cohortes. Mientras la correlación continúa negativa en el sur de Europa, se vuelve positiva en el norte de Europa (Ahn y Mira, 2002; Myrskylä *et al.*, 2011).

En línea con la asunción de la existencia de una clara división del trabajo entre sexos y del modelo del hombre como principal sustentador en el hogar, el marco teórico neoclásico de la «nueva economía del hogar» espera que el efecto del capital humano y de la participación laboral sea el inverso en los varones. Los mayores ingresos y estabilidad laboral asociados a la mayor inversión educativa y profesional significa para ellos mayores probabilidades de transición a la paternidad. Sin embargo, estudios más recientes apuntan a que el nivel educativo también influye en los hombres negativamente sobre su fecundidad (Preston y Sten, 2008), por una menor interrupción profesional de aquellos que retrasan

el momento de tener hijos (Henwood *et al.*, 2011), o la irrelevancia del estatus económico (Heckman y Walker, 1990).

Por otro lado, más allá de la participación en el mercado de trabajo en sí misma, otras investigaciones han centrado su atención en los efectos de la inestabilidad y precariedad laboral, ya sea a causa del trabajo temporal o del desempleo, en la demora de la maternidad. Sus conclusiones apuntan una clara relación entre las peculiaridades del mercado de trabajo de los países del sur de Europa, con altos índices de desempleo, trabajo precario e inestabilidad laboral entre los jóvenes, y el freno en la formación de nuevas familias (de la Rica e Iza, 2005; Adsera, 2011). En España, el hecho de que uno o los dos miembros de la pareja estén en situación de paro afecta a su comportamiento reproductivo, da razón de la caída de la fecundidad (Baizán, 2006; Adsera, 2011). Los resultados de estos estudios explicarían la evolución de la transición a la fecundidad reciente en España: una leve recuperación de la misma durante los años de bonanza, que se ve frenada en 2008 con el deterioro del escenario económico-laboral, tal como sostienen Castro-Martín y Martín-García (2013). En relación con el efecto del contexto macroeconómico, Kravdal (2002) demuestra que este persiste después de controlar por la situación laboral a nivel individual, sugiriendo que las percepciones de inseguridad laboral juegan un papel muy importante en las decisiones reproductivas. Otros estudios apuntan a que el efecto de la situación económica varía en función de la edad. Las mujeres de más edad posponen en menor grado su transición a la maternidad en escenarios desfavorables, ya sea por motivos biológicos o por una más estable situación laboral, mientras la gente más joven es la que más pospone su fecundidad durante las crisis económicas (Sobotka *et al.*, 2011).

Finalmente, el retraso de la transición a la maternidad o paternidad se explica desde perspectivas teóricas que ponen el acento

en la evolución de los valores postmodernos, como es el caso de la teoría de la «Segunda Transición Demográfica» (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 1995). El nuevo calendario de primofecundidad resulta de la tendencia al aplazamiento de aquellas decisiones irreversibles que limitarían la realización de las aspiraciones individuales. Dentro del nuevo sistema de normas sociales, el objetivo principal de las mujeres y hombres en su paso al mundo adulto no es el de casarse y tener hijos, sino la realización personal, en especial a través del éxito en su carrera profesional, aunque también a través de la relación con los demás. Según esta teoría, este nuevo individualismo conlleva una gran heterogeneidad en el calendario de maternidad/paternidad, de acuerdo con las características e intereses de los individuos. Esto explicaría, por ejemplo, la diversidad en el calendario de primofecundidad en aquellas poblaciones compuestas por individuos con diferentes bagajes culturales, como son los inmigrantes internacionales (Billari, 2005). Otras autoras (Roig y Castro-Martín, 2007; Castro-Martín y Rosero-Bixby, 2011) resaltan la importancia de las normas sociales, cuando sugieren que los migrantes de primera generación acostumbra a mantener las pautas reproductivas de la sociedad de origen. Esto explicaría, según los autores, que los calendarios de fecundidad de las inmigrantes sean mucho más adelantados que el de las españolas. Entre la diversidad de hipótesis sobre el comportamiento reproductivo de los migrantes (Kulu, 2005), otras apuntan a una reproducción adaptada a la nueva sociedad, o a los efectos de interrupción de la migración en el proyecto reproductivo, ya sea reprimiéndola o alentándola después de la llegada.

A nuestro entender, es precisamente la confluencia durante el período analizado de distintos calendarios a la maternidad y a la paternidad la que nos impide establecer un patrón de relación único entre el origen, el nivel educativo y la participación en el mer-

cado de trabajo de los individuos, por un lado, y su probabilidad de transición a la primofecundidad, por el otro. Asimismo el impacto de la situación económica en la decisión de aplazar la formación familiar va a depender de la edad y de la situación de empleo del individuo que toma la decisión, en función de criterios biológicos o de estabilidad profesional.

La primera hipótesis apunta al efecto negativo del nivel educativo en la primofecundidad. No obstante, se espera que para aquellas mujeres que han retrasado su transición a la maternidad más allá de los treinta años, la relación entre educación y primera fecundidad sea la inversa. La hipótesis para los hombres de cualquier edad es que a mayor nivel de instrucción, mayor probabilidad de convertirse en padres. La posibilidad de mayores ingresos entre los más educados representa una mayor estabilidad en el hogar, y por tanto hace más factible hacer frente a nuevas cargas familiares.

La segunda hipótesis relaciona la primofecundidad con la participación en el mercado de trabajo. Dada la persistencia de los roles tradicionales de género, esperamos que las probabilidades de abandonar un estado sin hijos han de ser mayores para las inactivas. Contrariamente, se espera mayor implicación laboral entre aquellas que han aplazado la maternidad. Por tanto, se espera altas probabilidades de primofecundidad para las empleadas más allá de los treinta. Para los hombres, otra vez esperamos unas probabilidades mínimas para los inactivos, desde el modelo ampliamente arraigado en nuestra sociedad del «hombre proveedor», en que los ingresos masculinos son vistos como prioritarios para el mantenimiento de la unidad familiar.

La tercera hipótesis apunta a la estabilidad en el trabajo. Para aquellas y aquellos que forman parte del mercado de trabajo, y con independencia de la edad, se esperan que las probabilidades de formación familiar sean

mayores entre los trabajadores con contrato indefinido. Asimismo, esperamos que el efecto del desempleo sea negativo en la primofecundidad. A pesar de que la disponibilidad de tiempo puede constituir situaciones favorables a la maternidad/paternidad, el desempleo conlleva situaciones de precariedad laboral y económica no deseables para empezar una nueva etapa como madres o padres.

La cuarta y última hipótesis sigue la explicación cultural para entender la heterogeneidad, tanto en los niveles como en el calendario de primofecundidad en España en función del lugar de nacimiento. Parte de la población inmigrada es originaria de sociedades que aún no han completado la segunda transición demográfica. Además, los inmigrantes acostumbra a reproducir las pautas por edad de fecundidad de su sociedad de origen o, en otros casos, especialmente los de migración por motivos de formación o reunificación familiar, se produce una aceleración de su reproducción justo después de su llegada. Por consiguiente, se espera que sus probabilidades de tener un primer hijo vayan a ser mayores que las de la población autóctona. No obstante, debido a su calendario más adelantado, la diferencia entre las probabilidades de primofecundidad de la población nacida en extranjero respecto a la autóctona es significativa especialmente entre aquellos que no han alcanzado la treintena.

## FUENTE DE DATOS Y METODOLOGÍA

La Encuesta de Población Activa (EPA) es una fuente de datos de panel rotativo. El ritmo de la EPA es trimestral y el camino máximo de observación de los hogares es de seis trimestres, de modo que en cada ciclo un sexto de la muestra es sustituido por hogares de similares características, asegurándose en todo momento la representatividad de la misma. Por ello, la EPA precisa de una metodología específica, que tenga en cuenta su carácter de panel. No obstante, esta par-

ticularidad ha sido utilizada muy pocas veces en el análisis de las transiciones en el mercado de trabajo (o de la escuela al mercado de trabajo) y nunca para el análisis demográfico o de formación familiar (que siempre tiene un carácter transversal o, como máximo, de reconstrucción de las generaciones a partir de los datos de un momento dado en el tiempo, normalmente el segundo trimestre). En esta investigación se va a utilizar la EPA longitudinalmente para el análisis de la primofecundidad, relacionándola con la dinámica del mercado de trabajo<sup>1</sup>.

Otras ventajas de la EPA son su tamaño muestral y su periodicidad. En efecto, la EPA entrevista aproximadamente a unos 65.000 hogares, de donde se obtiene información sobre unos 200.000 individuos, lo que permite obtener unos resultados altamente representativos de la sociedad española. Asimismo, dada su naturaleza trimestral, nos permite reseguir la relación entre la dinámica del mercado de trabajo y la formación familiar de manera continuada y actualizada. Esta última característica es para nosotros de especial interés, dado que nuestro análisis pretende, entre otros aspectos, discernir hasta qué punto la irrupción y consiguiente evolución de la crisis económica y laboral van a afectar los patrones de primofecundidad en España. Una de las mayores limitaciones de los datos de la EPA es que solo es posible identificar a los hijos residentes en el hogar. Y aunque esto puede afectar a los cálculos de fecundidad de primer orden en diversos escenarios como los de familias reconstituidas, por ejemplo, sobre todo lo hace en los casos de inmigrantes que tienen un hijo en España, pero que tienen otros residiendo en el país de origen. En efec-

<sup>1</sup> Al tratar con la probabilidad de primogenitura y no pretender estimar el número de primeros hijos, siguiendo las indicaciones del INE (1989), no se utilizan las ponderaciones. Si se quisieran usar sería necesario disponer de un ponderador longitudinal para un mismo individuo a lo largo de su período de observación, el cual no se ofrece por parte del INE.

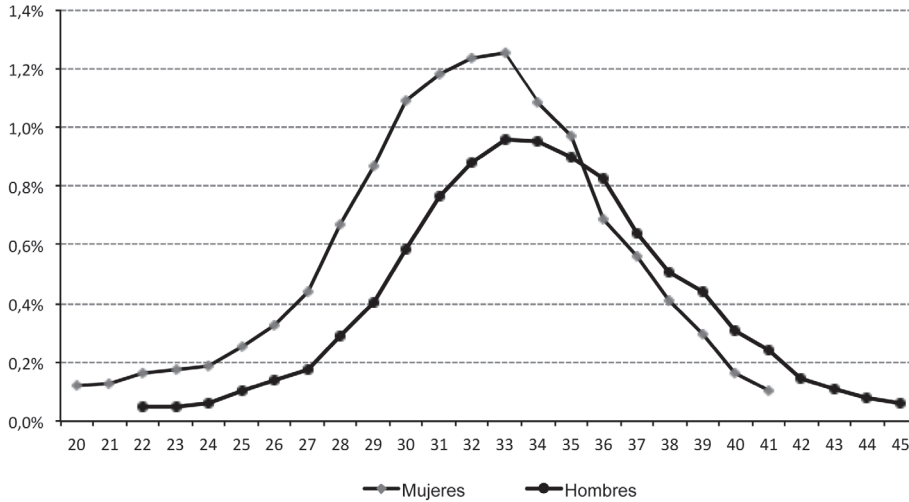
to, Castro-Martín y Rosero-Bixby (2011) y del Rey Poveda *et al.* (2015) identifican, a través de la Encuesta Nacional de Inmigrantes 2007, que cerca de la mitad de las mujeres inmigradas tenían hijos en el momento de llegada a España. Sin embargo, el porcentaje de aquellas, sobre todo recién llegadas, que dejan a hijos menores de 18 años en el país de origen es menor, el 19%. Son precisamente estos casos, cuando hay descendencia anterior a la migración que no cohabita en el hogar, los que pueden distorsionar nuestros cálculos de primofecundidad y de la edad a la misma de la población nacida en el extranjero. Ambos trabajos reconocen que la maternidad previa a la llegada es más común entre aquellas mujeres cuya inmigración se explica por motivos laborales, como son las latinoamericanas o las europeas del Este, ambos colectivos caracterizados por unos calendarios reproductivos más tempranos que el de las españolas.

En consecuencia, aprovechando que a partir del primer trimestre de 1999 la Encuesta de Población Activa permite identificar a los hijos de un determinado individuo presentes en el hogar, se construye una variable que indica si entre un ciclo y el siguiente se ha incorporado al hogar un neonato, cuya madre y cuyo padre, respectivamente la mujer y el hombre que se están observando, no tenían hasta el momento ningún hijo residente en el hogar. Al considerar la transición a la primofecundidad entre un trimestre ( $t$ ) y el trimestre siguiente ( $t+1$ ), necesitamos que cada mujer y cada hombre sean entrevistados al menos en dos trimestres consecutivos. Dado que en la EPA cada individuo es observado hasta en seis ocasiones, esto supone que consideramos hasta 5 posibles episodios de transición para cada persona. La variable dependiente es la transición a la primofecundidad y adopta el valor 1 cuando entre un momento de observación y el siguiente aparece en el hogar un nuevo miembro de cero años, y 0 cuando el hogar sigue sin neonatos. La técnica de análisis será la regresión logística con datos panel, en que

la ratio entre tener un primer hijo o que el hogar continúe infecundo se controla por la edad del individuo, el periodo de observación, y en que se utilizarán como variables explicativas el lugar de nacimiento, el nivel de instrucción y la relación con la actividad. Esta metodología permite obtener los efectos netos, sobre la probabilidad de transición a la primera maternidad o paternidad, de las características del individuo en relación a su nivel educativo, su lugar de nacimiento y su relación con la actividad económica y situación de empleo, una vez anulados los efectos del resto de covariables introducidas en el modelo. Adicionalmente, se repite el modelo multivariable para cada una de las categorías de nuestras variables explicativas para así poder desvelar los distintos calendarios a la primofecundidad específicos según el perfil educativo, de lugar de nacimiento y de relación con el empleo. Al centrarnos en el análisis de la transición a la primofecundidad, la muestra solamente considera a aquellas mujeres y aquellos hombres que parten de la situación de infecundidad o lo que es lo mismo, que en su primera observación no tienen ningún hijo en el hogar. Asimismo, al tratarse de una transición a un evento único (una persona solo puede convertirse una vez en madre o padre primerizo), las observaciones de los individuos se truncan en el momento en que se produce esta transición, es decir, en la observación en que aparece un neonato.

Las hipótesis de trabajo apuntan a que el perfil de edad, educativo, laboral y de origen variará según la transición sea a la primera maternidad o a la primera paternidad. A diferencia de otras fuentes de datos, como la Encuesta de fecundidad y valores de 2006 o el Censo de población de 2011, en que la fecundidad se considera como un tema estrictamente femenino, la EPA nos permite tomar en consideración las principales características socio-demográficas y laborales de los hombres en el momento de ser padres por primera vez. Por consiguiente, el análisis se realiza de forma separada para mujeres y

**GRÁFICO 1.** Tasas de primofecundidad según la edad y el sexo, 1999-2015

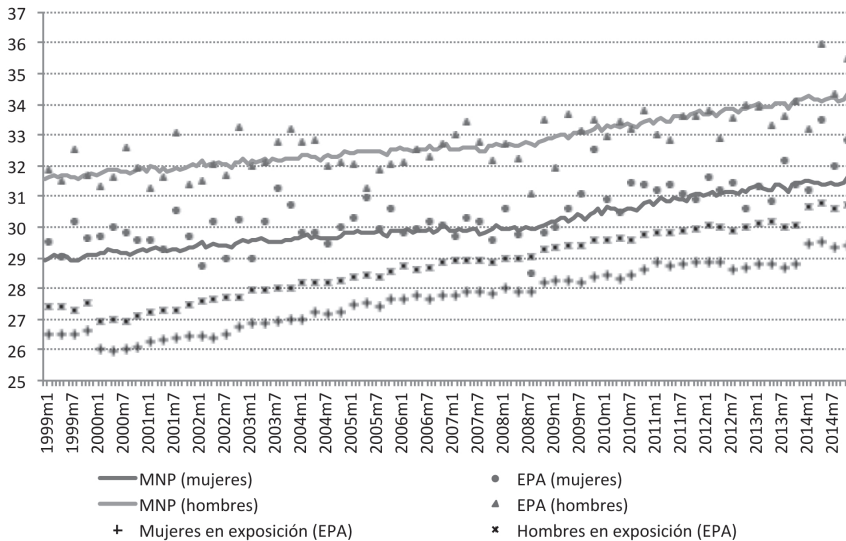


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

hombres, incorporando de ese modo la perspectiva de género en el análisis. Hemos seleccionado a mujeres de entre 20 y 41 años, pues se ha comprobado que la primofecundidad femenina es significativa durante este rango etario (gráfico 1). Así, seleccionamos la muestra de 274.351 mujeres sin hijos en el

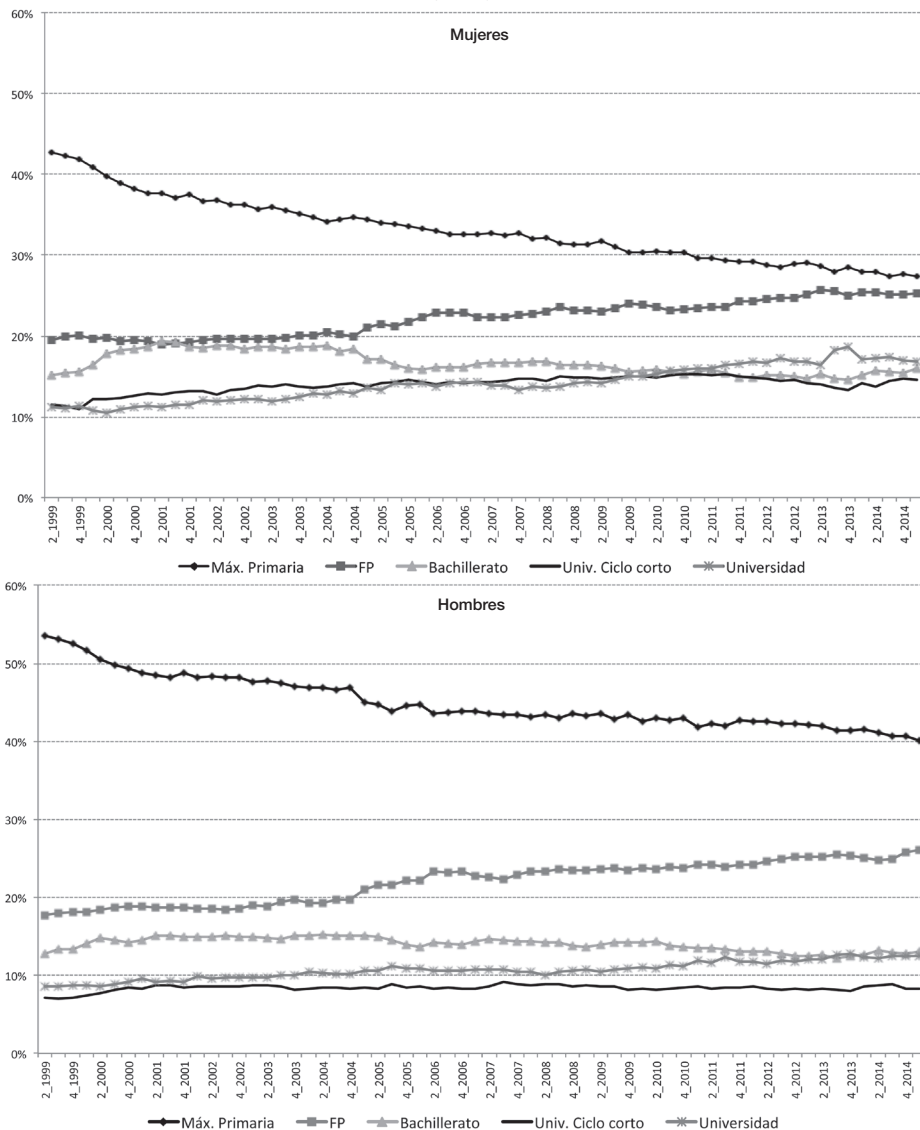
hogar observadas en 945.484 ocasiones, las cuales tuvieron 10.892 primeros hijos (4%) durante el período observado, de 1999 a 2015. En el caso masculino, aunque la curva de primofecundidad por edad es similar a la femenina, la pauta muestra un calendario de transición a la paternidad más tardío. Así,

**GRÁFICO 2.** Evolución de la edad media a la primofecundidad y de la edad media de la población en exposición



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015, y del Movimiento Natural de la Población, 1999-2014.

**GRÁFICO 3.** Evolución del nivel educativo de las mujeres y los hombres en observación

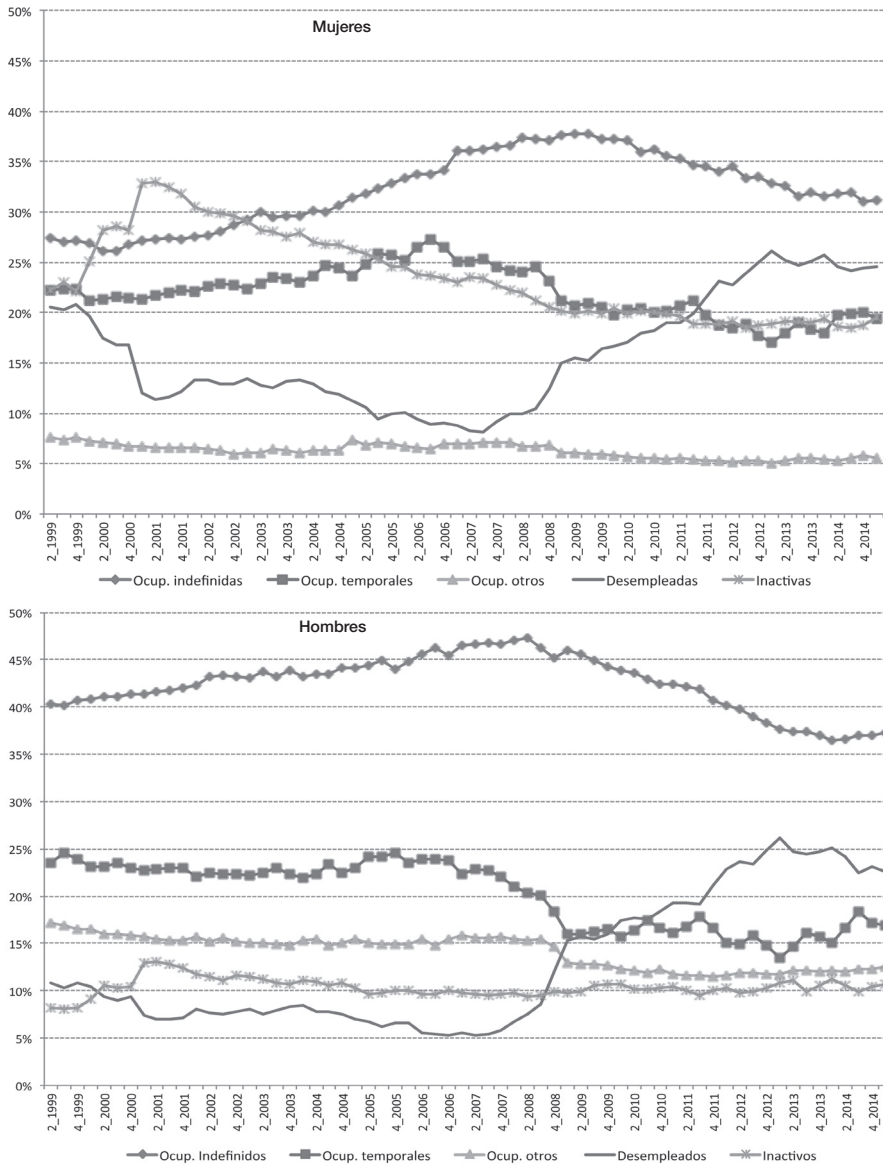


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

para los hombres, la edad mínima al primer hijo son los 22 años y la primofecundidad deja de ser significativa más allá de los 45 años (gráfico 1). Así observamos a 351.602 hombres entre esas edades en 1.119.496 ocasiones, con 10.244 hijos de primer orden (3%). Las mujeres y los hombres expuestos a tener su primer hijo que se incluyen en la muestra han experimentado, durante el período

que aquí se observa, variaciones respecto a las variables explicativas. Para comprender los cambios en los patrones de primofecundidad hace falta primero describir cuál ha sido la evolución en la estructura por edad, nivel educativo, lugar de nacimiento o situación de empleo de la población considerada. Así, por ejemplo, el gráfico 2 muestra cómo, durante el período analizado de 1999 a 2015,



**GRÁFICO 4.** Evolución de la relación con la actividad de las mujeres y los hombres en observación

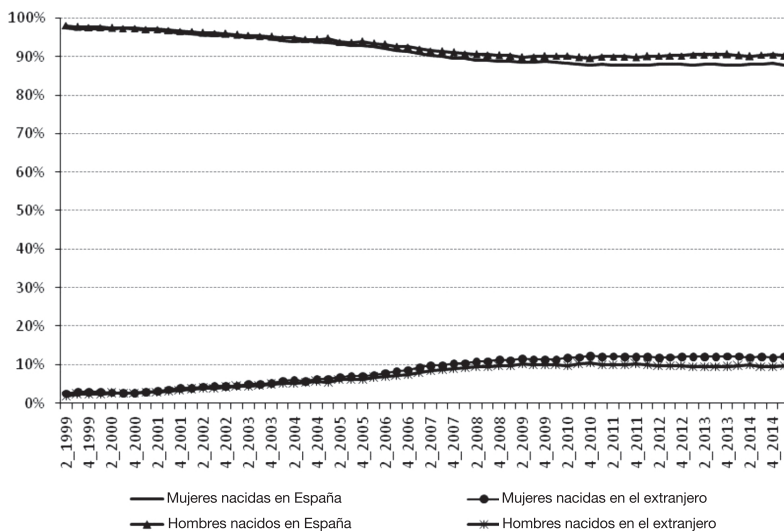
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

la edad media a la primera maternidad evoluciona de 29,6 a 32,9 años, y la de la primera paternidad, de 31,9 a 35,5 años<sup>2</sup>. Asimismo,

se observa cómo, aunque inferiores, las edades medias de las mujeres y los hombres que todavía no han tenido descendencia en el

<sup>2</sup> En el mismo gráfico se puede comprobar que las edades medias a la primera maternidad y paternidad calculadas con la EPA coinciden en gran medida con las

elaboradas a través del registro de nacimientos, es decir, del Movimiento Natural de la Población.

**GRÁFICO 5.** Evolución del lugar de nacimiento de las mujeres y los hombres en observación

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

momento de ser observados (en exposición a la primofecundidad) siguen la misma tendencia ascendente.

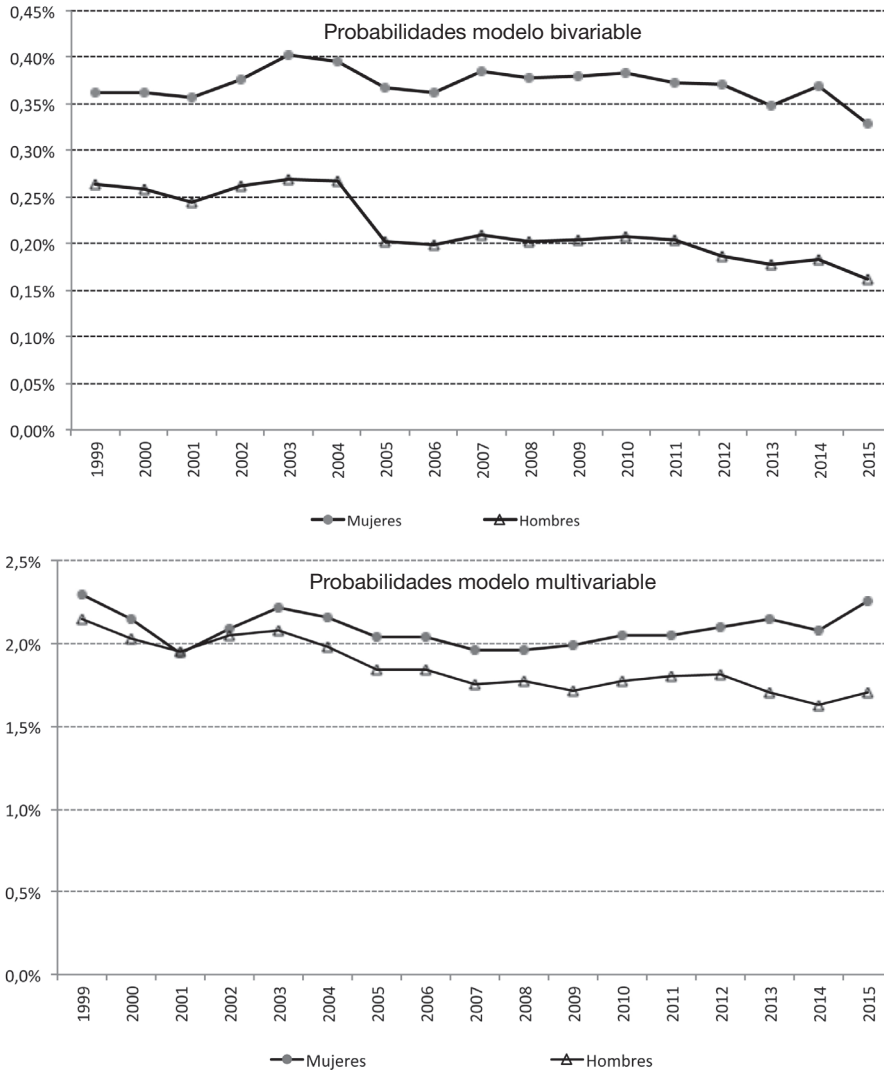
En cuanto al nivel educativo (gráfico 3), este ha aumentado de forma progresiva desde la entrada al nuevo siglo, en especial el de las mujeres. Efectivamente, el porcentaje de mujeres con educación como máximo de primaria ha descendido desde el 43% al 27%, mientras que han crecido las proporciones de mujeres con FP y con estudios universitarios, ya sean de ciclo corto o largo. Finalmente, el porcentaje de mujeres que han finalizado el bachillerato se ha mantenido estable alrededor del 15-17%. Los hombres también experimentan una mejora en relación a su estructura educativa, aunque la proporción de aquellos con estudios primarios es más alta en su caso, en detrimento de todas las otras.

En relación con la estructura laboral de las mujeres, el gráfico 4 muestra cómo se ha producido una disminución de la inactivas a favor de las ocupadas hasta el comienzo de la crisis económica en 2008. A partir de ese

momento, lo más destacable es el incremento espectacular del desempleo entre las mujeres. Si bien el desempleo femenino había descendido durante los años de expansión económica, pasa del 8% al 25%, entre el tercer trimestre de 2007 hasta el último de observación, el primero de 2015. Por tanto, se concluye que la población femenina está cada vez más presente en el mercado de trabajo, tal como indica la disminución del peso de la inactividad. No obstante, las perspectivas de empleo de estas mujeres se ven gravemente perjudicadas con la llegada de la crisis económica, sin que esto signifique una vuelta a la inactividad. En el caso de los hombres, el deterioro del contexto económico se ha traducido igualmente en la disminución relativa de los empleados y el aumento de los desempleados.

Finalmente, la importancia de la inmigración en España se traduce en el incremento progresivo de los porcentajes de mujeres y hombres expuestos a la primera maternidad considerados en nuestra muestra que han nacido en el extranjero, tal como muestra el gráfico 5.

**GRÁFICO 6.** Evolución en la primofecundidad femenina y masculina (probabilidades esperadas a partir de los modelos bivariante y multivariante de regresión logística con datos panel), 1999-2015



Nota: La población de referencia son personas de 33 años, con estudios máximos obligatorios y ocupación indefinida, nacidos en España.

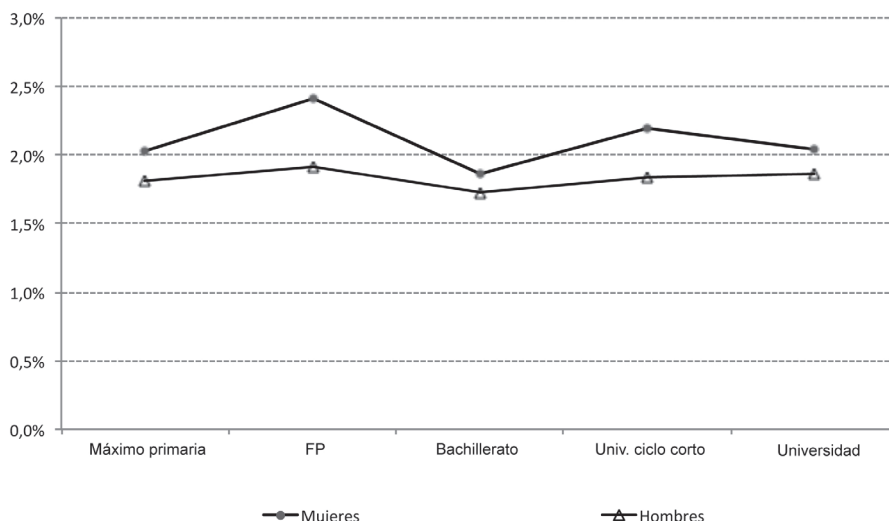
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

## EVOLUCIÓN DE LA PRIMOFECUNDIDAD EN ESPAÑA

Antes de emprender el análisis en torno a los factores explicativos, analizamos la evolución a lo largo del período de la primera fecundidad en España. El gráfico 6 muestra las probabili-

dades de primofecundidad de mujeres y hombres para cada año de observación, antes y después de controlar por todos los factores explicativos. Al obtener las probabilidades anuales sin introducir control alguno, se observa que no hay cambios significativos en relación a la primofecundidad a lo largo del período.

**GRÁFICO 7.** Primofecundidad según el nivel educativo de mujeres y hombres (probabilidades esperadas a partir del modelo multivariable de regresión logística con datos panel), 1999-2015



Nota: Población de referencia: personas de 33 años, con ocupación indefinida, nacidos en España.

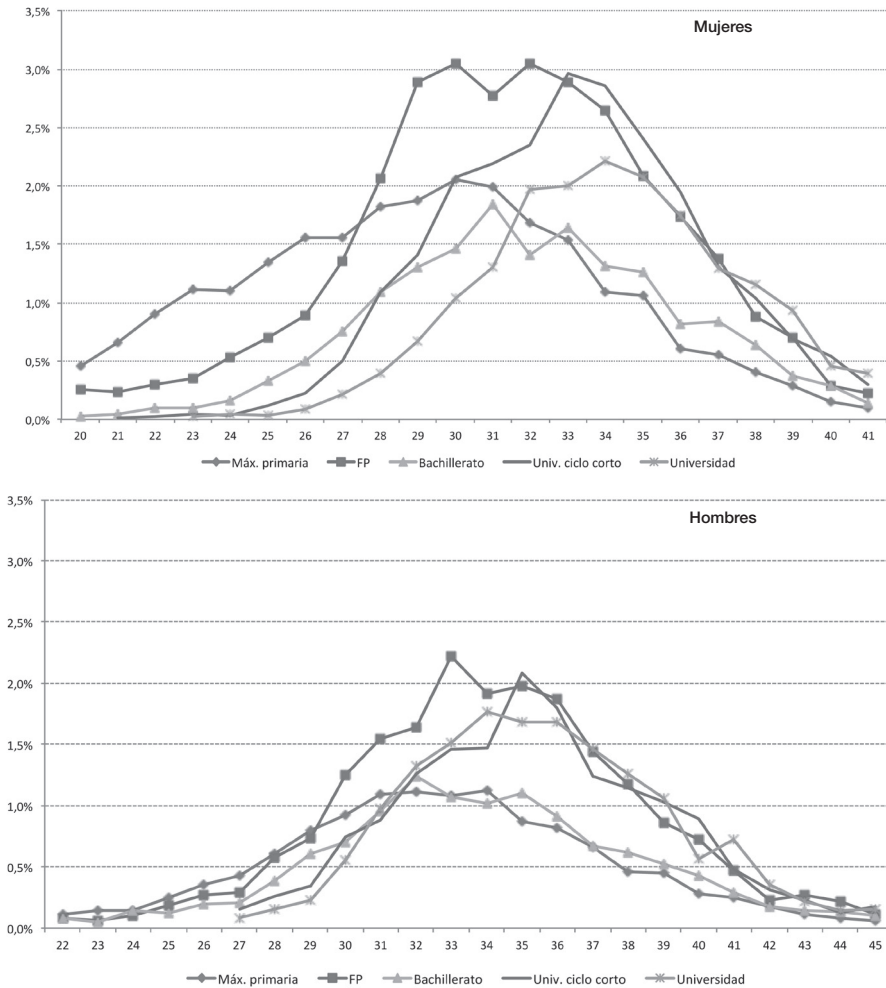
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

do, ya sea ésta femenina o masculina. En los resultados multivariables, se calcula el efecto neto del momento de observación, una vez anulado el efecto de los cambios en la estructura de edad, nivel de instrucción, lugar de nacimiento y situación de empleo. La población de referencia son las personas de 33 años<sup>3</sup>, con estudios de primaria o inferiores, con empleos indefinidos y nacidas/os en España. Para las mujeres con estas características se observa cómo su transición a la maternidad disminuyó suavemente hasta el año 2007, y con la crisis económica, en 2008, sus probabilidades de primofecundidad fueron aumentando ligeramente. Para los hombres la evolución ha sido paralela a la femenina, aunque en su caso el efecto de la crisis en el descenso de la primofecundidad no se nota hasta 2013. A priori, estos resultados contradecirían

para las mujeres la tesis expuesta por Kravdal (2002) de que el contexto de inseguridad laboral durante las crisis económicas persisten incluso después de controlar por situación laboral de los individuos, aunque no es así para los hombres. No obstante, no podemos sacar conclusiones robustas sobre las diferencias observadas año a año, pues no son estadísticamente significativas. En los modelos multivariables se introduce la variable temporal (tabla 1, modelo 2), agrupando los años anteriores a la crisis económica (1999-2007) y los años desde el comienzo de la misma (2008-2015). Esto permite confirmar que la transición a la fecundidad femenina fue ligeramente más probable durante el período de crisis. Este resultado no es extraño si se tiene en cuenta que en el modelo multivariable se anula el efecto del desempleo y se toma como referencia a las de 33 años, mientras que es la maternidad de las más jóvenes la más afectada durante las crisis económicas (Sobotka *et al.*, 2011). Para los hombres, la diferencia entre un período y el otro, aunque estadísticamente significativa, es muy pequeña.

<sup>3</sup> La probabilidad de primofecundidad mayor la presentan las mujeres y hombres de 33 años (gráfico 1). A esto se debe, en gran medida, que las probabilidades obtenidas en los modelos multivariables sean más altas que las bivariadas, observadas para el conjunto de la población femenina o masculina.

**GRÁFICO 8.** Primofecundidad por edad y nivel educativo de mujeres y hombres (probabilidades esperadas a partir del modelo multivariable de regresión logística con datos panel, 1999-2015)



Nota: La población de referencia son las personas con ocupación indefinida, nacidos en España.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

## LOS FACTORES EXPLICATIVOS DE LAS PAUTAS DE FECUNDIDAD DE PRIMER ORDEN EN ESPAÑA ENTRE 1999 Y 2015

### El nivel educativo

En el gráfico 7 observamos que no se percibe con claridad la relación entre mayor nivel educativo y menor primofecundidad femenina. Los resultados de los modelos multivariables por sexo (gráfico 7 y tabla 1) desvelan que el nivel educativo es un factor poco de-

terminante en la primofecundidad femenina. En efecto, se observan mayores probabilidades para las mujeres con FP o carrera universitaria de ciclo corto, mientras que las diferencias entre las menos educadas y las mujeres universitarias de ciclo superior no son significativas. Para los hombres, no se observan diferencias en la probabilidad de tener un primer hijo por nivel educativo.

Los diversos calendarios de primofecundidad según el nivel educativo (gráfico 8) des-

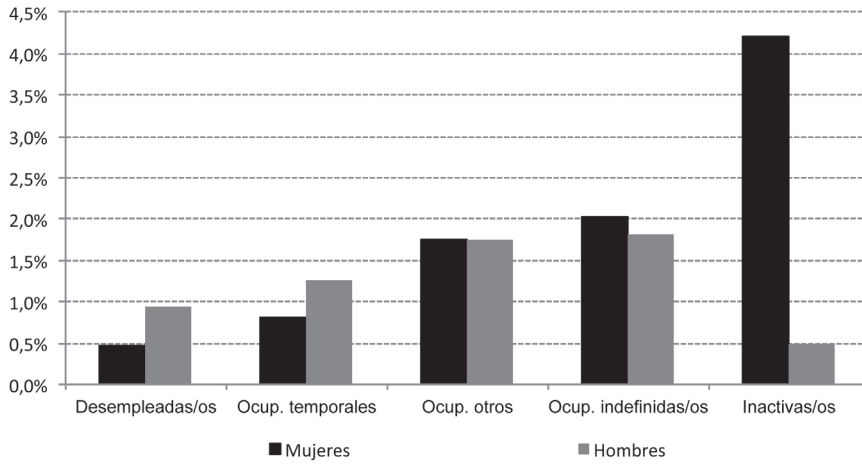
**TABLA 1.** Características asociadas a la primofecundidad de mujeres y hombres (coeficientes de regresión logística con datos panel), 1999-2015

| Variables                  | Mujeres   |      |       |           |      |       | Hombres   |      |       |           |      |       |
|----------------------------|-----------|------|-------|-----------|------|-------|-----------|------|-------|-----------|------|-------|
|                            | Modelo I  |      |       | Modelo II |      |       | Modelo I  |      |       | Modelo II |      |       |
|                            | Odd ratio | S.E. | Prob. | Odd ratio | S.E. | Prob. | Odd ratio | S.E. | Prob. | Odd ratio | S.E. | Prob. |
| <b>Edad</b>                |           |      |       |           |      |       |           |      |       |           |      |       |
| 23                         | 0,15 ***  | 0,01 | 0,3%  | 0,15 ***  | 0,01 | 0,3%  |           |      |       |           |      |       |
| 24                         | 0,17 ***  | 0,01 | 0,4%  | 0,17 ***  | 0,01 | 0,3%  |           |      |       |           |      |       |
| 25                         | 0,24 ***  | 0,02 | 0,5%  | 0,24 ***  | 0,02 | 0,5%  |           |      |       |           |      |       |
| 26                         | 0,32 ***  | 0,02 | 0,7%  | 0,32 ***  | 0,02 | 0,6%  |           |      |       |           |      |       |
| 27                         | 0,42 ***  | 0,03 | 0,9%  | 0,43 ***  | 0,03 | 0,8%  | 0,23 ***  | 0,02 | 0,4%  | 0,22 ***  | 0,02 | 0,3%  |
| 28                         | 0,62 ***  | 0,03 | 1,3%  | 0,63 ***  | 0,03 | 1,2%  | 0,35 ***  | 0,02 | 0,7%  | 0,34 ***  | 0,02 | 0,5%  |
| 29                         | 0,79 ***  | 0,04 | 1,6%  | 0,80 ***  | 0,04 | 1,5%  | 0,47 ***  | 0,03 | 0,9%  | 0,46 ***  | 0,03 | 0,7%  |
| 30                         | 0,95 ns.  | 0,05 | 1,9%  | 0,96 ns.  | 0,05 | 1,8%  | 0,65 ***  | 0,04 | 1,2%  | 0,64 ***  | 0,04 | 0,9%  |
| 31                         | 0,99 ns.  | 0,05 | 2,0%  | 0,99 ns.  | 0,05 | 1,9%  | 0,82 ***  | 0,04 | 1,5%  | 0,81 ***  | 0,04 | 1,2%  |
| 32                         | 1,00 ns.  | 0,05 | 2,0%  | 1,00 ns.  | 0,05 | 1,9%  | 0,93 ns.  | 0,05 | 1,7%  | 0,92 ns.  | 0,05 | 1,3%  |
| 33                         | 1         |      | 2,0%  | 1         |      | 1,9%  | 1         |      | 1,8%  | 1         |      | 1,4%  |
| 34                         | 0,86 ***  | 0,04 | 1,7%  | 0,86 ***  | 0,04 | 1,6%  | 0,99 ns.  | 0,05 | 1,8%  | 0,99 ns.  | 0,05 | 1,4%  |
| 35                         | 0,75 ***  | 0,04 | 1,5%  | 0,75 ***  | 0,04 | 1,4%  | 0,93 ns.  | 0,05 | 1,7%  | 0,93 ns.  | 0,05 | 1,3%  |
| 36                         | 0,53 ***  | 0,03 | 1,1%  | 0,53 ***  | 0,03 | 1,0%  | 0,86 ***  | 0,05 | 1,6%  | 0,85 ***  | 0,05 | 1,2%  |
| 37                         | 0,43 ***  | 0,02 | 0,9%  | 0,43 ***  | 0,02 | 0,8%  | 0,67 ***  | 0,04 | 1,2%  | 0,66 ***  | 0,04 | 0,9%  |
| 38                         | 0,32 ***  | 0,02 | 0,7%  | 0,32 ***  | 0,02 | 0,6%  | 0,54 ***  | 0,03 | 1,0%  | 0,53 ***  | 0,03 | 0,8%  |
| 39                         | 0,23 ***  | 0,02 | 0,5%  | 0,23 ***  | 0,01 | 0,4%  | 0,47 ***  | 0,03 | 0,9%  | 0,46 ***  | 0,03 | 0,7%  |
| 40                         | 0,13 ***  | 0,01 | 0,3%  | 0,13 ***  | 0,01 | 0,2%  | 0,33 ***  | 0,02 | 0,6%  | 0,32 ***  | 0,02 | 0,5%  |
| 41                         |           |      |       |           |      |       | 0,27 ***  | 0,02 | 0,5%  | 0,26 ***  | 0,02 | 0,4%  |
| 42                         |           |      |       |           |      |       | 0,17 ***  | 0,01 | 0,3%  | 0,16 ***  | 0,01 | 0,2%  |
| 43                         |           |      |       |           |      |       | 0,12 ***  | 0,01 | 0,2%  | 0,12 ***  | 0,01 | 0,2%  |
| 44                         |           |      |       |           |      |       | 0,09 ***  | 0,01 | 0,2%  | 0,09 ***  | 0,01 | 0,1%  |
| 45                         |           |      |       |           |      |       | 0,07 ***  | 0,01 | 0,1%  | 0,07 ***  | 0,01 | 0,1%  |
| <b>Lugar de nacimiento</b> |           |      |       |           |      |       |           |      |       |           |      |       |
| Nacidos en España          | 1         |      | 2,0%  | 1         |      | 1,9%  | 1         |      | 1,8%  | 1         |      | 1,4%  |
| Immigrantes                | 1,47 ***  | 0,05 | 2,9%  | 1,41 ***  | 0,05 | 2,6%  | 1,53 ***  | 0,06 | 2,7%  | 1,54 ***  | 0,06 | 2,2%  |
| <b>Nivel educativo</b>     |           |      |       |           |      |       |           |      |       |           |      |       |
| Máx. primaria              | 1,00      |      | 2,0%  | 1         |      | 1,9%  | 1         |      | 1,8%  | 1         |      | 1,4%  |
| FP                         | 1,20 ***  | 0,03 | 2,4%  | 1,17 ***  | 0,03 | 2,2%  | 1,06 **   | 0,03 | 1,9%  | 1,05 *    | 0,03 | 1,5%  |
| Bachillerato               | 0,92 **   | 0,03 | 1,9%  | 0,91 ***  | 0,03 | 1,7%  | 0,95 ns.  | 0,03 | 1,7%  | 0,95 ns.  | 0,03 | 1,3%  |
| Univ. ciclo corto          | 1,08 **   | 0,04 | 2,2%  | 1,06 *    | 0,04 | 2,0%  | 1,01 ns.  | 0,04 | 1,8%  | 1,01 ns.  | 0,04 | 1,4%  |
| Superior                   | 1,01 ns.  | 0,03 | 2,0%  | 0,98 ns.  | 0,03 | 1,8%  | 1,03 ns.  | 0,04 | 1,9%  | 1,02 ns.  | 0,04 | 1,5%  |
| <b>Relación actividad</b>  |           |      |       |           |      |       |           |      |       |           |      |       |
| Ocupado/a indefinido/a     | 1         |      | 2,0%  | 1         |      | 1,9%  | 1         |      | 1,8%  | 1         |      | 1,4%  |
| Ocupado/a temporal         | 0,40 ***  | 0,01 | 0,8%  | 0,40 ***  | 0,01 | 0,8%  | 0,69 ***  | 0,02 | 1,3%  | 0,68 ***  | 0,02 | 1,0%  |
| Ocupado/a otras sit        | 0,87 ***  | 0,04 | 1,8%  | 0,88 ***  | 0,04 | 1,6%  | 0,97 ns.  | 0,03 | 1,8%  | 0,97 ns.  | 0,03 | 1,4%  |
| Desempleado/a              | 0,22 ***  | 0,01 | 0,5%  | 0,22 ***  | 0,01 | 0,4%  | 0,51 ***  | 0,02 | 0,9%  | 0,49 ***  | 0,02 | 0,7%  |
| Inactivo/a                 | 2,12 ***  | 0,05 | 4,2%  | 2,17 ***  | 0,06 | 4,0%  | 0,27 ***  | 0,02 | 0,5%  | 0,26 ***  | 0,02 | 0,4%  |
| <b>Periodo</b>             |           |      |       |           |      |       |           |      |       |           |      |       |
| 1999-2007                  |           |      |       | 1         |      | 1,9%  |           |      |       | 1         |      | 1,4%  |
| 2008-2015                  |           |      |       | 1,21 ***  | 0,03 | 2,3%  |           |      |       | 1,07 ***  | 0,02 | 1,5%  |
| Constante                  | 0,02 ***  | 0,00 |       | 0,02 ***  | 0,00 |       | 0,02 ***  | 0,00 |       | 0,01 ***  | 0,00 |       |
| Log likelihood             | -50.614   |      |       | -50.573   |      |       | -50.344   |      |       | -50.337   |      |       |
| Wald Chi <sup>2</sup>      | 4.263 *** |      |       | 4.280 *** |      |       | 3.731     |      |       | 2.633 *** |      |       |

Significación estadística= "ns" no significativo; \* error &lt; 0,10; \*\* error &lt; 0,05; \*\*\* error &lt; 0,01.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

**GRÁFICO 9.** Primofecundidad según la relación con la actividad de mujeres y hombres (probabilidades a partir del modelo multivariable de regresión logística con datos panel), 1999-2015



Nota: La población de referencia son las personas de 33 años, con estudios máximos obligatorios, nacidos en España.  
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

velan que la relación entre nivel educativo y la transición a la maternidad no es unívoca, sino que va a depender de la edad del fenómeno estudiado, tal como apuntaban nuestras hipótesis iniciales. Efectivamente, las mujeres con mayor nivel educativo retrasan la maternidad, mientras que las menos cualificadas emprenden la maternidad más jóvenes. Sin embargo, como acabamos de ver, este distinto calendario no siempre incide en la primofecundidad final: teniendo el primer hijo mucho más tarde, la probabilidad de transición a la maternidad de las mujeres universitarias no es estadísticamente diferente de la de las mujeres con estudios primarios. Por su lado, las mujeres con FP destacan por su mayor probabilidad de primera maternidad respecto a las mujeres con otros niveles de formación. Estas mayores probabilidades se inician al final de la veintena y también presentan una transición muy tardía, como sus compañeras de mayor nivel educativo. No obstante, para el calendario rezagado de las mujeres con FP no vale como explicación la de la estrategia de acumulación previa de capital humano. Efectivamente, tanto la formación académica de las mujeres con FP como su posterior po-

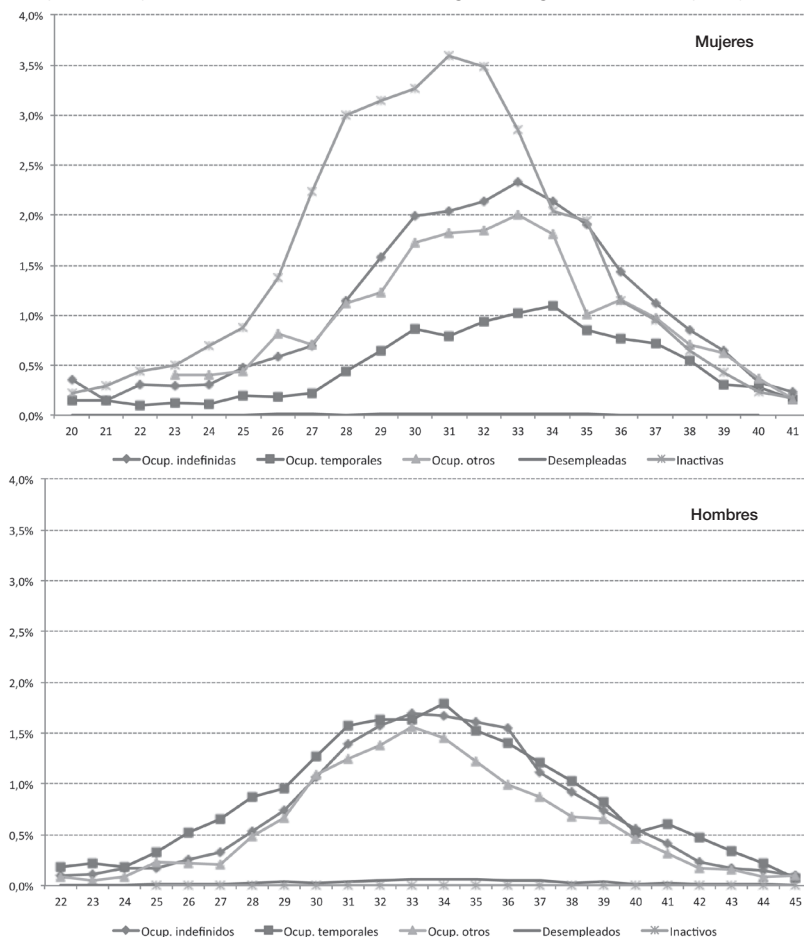
sicionamiento laboral ocurren a edades más tempranas que entre las universitarias. Nuestros resultados están en concordancia con la argumentación de De la Rica e Iza (2005), según la cual el retraso a la maternidad, aun siendo un fenómeno iniciado por las universitarias, se está extendiendo a otros grupos sociales menos formados.

En el caso masculino, la educación en los varones no provoca diferencias en la incidencia de primofecundidad. En definitiva, se observa que el efecto de la formación es menor entre los hombres que entre las mujeres. No obstante, también en los hombres se observa cómo el calendario a la primera paternidad depende del nivel educativo. Al igual que en el caso femenino, los hombres con mayor nivel educativo son los que más retrasan su paternidad.

### La relación con la actividad

Las probabilidades esperadas mostradas en el gráfico 9 y la tabla 1 corroboran la hipótesis de la existencia de un patrón de género en la relación entre la participación en el mercado de trabajo y la primofecundidad. En efecto, se

**GRÁFICO 10.** Primofecundidad por edad y relación con la actividad de mujeres y hombres (probabilidades esperadas a partir del modelo multivariable de regresión logística con datos panel), 1999-2015



Nota: La población de referencia son las personas con estudios máximos obligatorios, nacidos en España.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

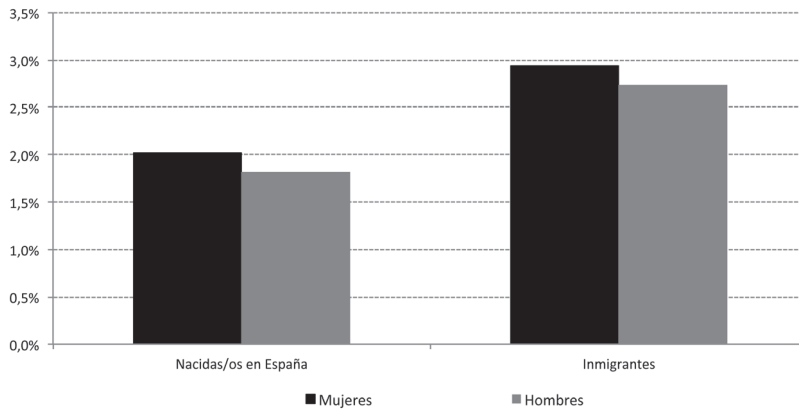
observa que las mayores probabilidades de fecundidad de primer orden se dan entre las inactivas<sup>4</sup>, mientras que el trabajo del hombre es condición *sine qua non* de su transición a

la primera paternidad. No obstante, los resultados respaldan la tercera hipótesis, que apunta a la estabilidad en el trabajo como condición para la formación familiar. Para quienes forman parte del mercado de trabajo, y con independencia de la edad, se esperan probabilidades de formación familiar mayores entre los trabajadores con contrato indefinido que entre aquellos con contrato temporal, siguiendo a Adsera (2011) y a González y Jurado-Guerrero (2006). Finalmente, acorde con Baizán (2006), entendemos que el efecto del desempleo es negativo en la primofecundi-

<sup>4</sup> Interpretamos los altos niveles de primofecundidad entre las inactivas no solo como el resultado de unos roles de género tradicionales, sino también como efecto de la forma en que la EPA clasifica la inactividad, como ausencia de búsqueda activa de empleo o de una posible incorporación inmediata al mismo. Por tanto, nos preguntamos si entre las que se clasifican como inactivas el trimestre anterior al nacimiento de su hijo no hay muchas desempleadas que, por el inminente nacimiento de su hijo, no declaran una búsqueda activa de empleo.



**GRÁFICO 11.** Primofecundidad según el lugar de nacimiento de mujeres y hombres (probabilidades a partir del modelo multivariable de regresión logística con datos panel), 1999-2015



Nota: La población de referencia son las personas de 33 años, con estudios máximos obligatorios y ocupación indefinida.  
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

dad, así como que la estabilidad laboral es más favorable en las mujeres que en los hombres. De hecho, son las desempleadas, seguidas de las ocupadas temporales y las ocupadas no asalariadas, las que presentan menor fecundidad de primer orden. Eso lleva a inferir que, tal como presentamos al inicio, la transición a la primera maternidad presenta un patrón dual en relación con el mercado de trabajo, pues es más probable tanto entre las inactivas como entre las que tienen un empleo estable. Esta condición de estabilidad laboral se cumple también en el caso de los hombres en su transición a la paternidad, si bien para ellos las diferencias entre los diversos estados laborales en su probabilidad de primofecundidad son menores que para las mujeres.

Las probabilidades por edad y relación con la actividad (gráfico 10 y tabla 1) corroboran asimismo la interacción entre la edad y la relación con la actividad laboral. Los resultados señalan que las inactivas presentan una primofecundidad mucho más temprana que las ocupadas (además de más intensa), pues la probabilidad de tener un primer hijo es mucho mayor desde los 20 hasta los 33 años. Entre las mujeres de 34 años y más que aún no habían tenido su primer hijo, las

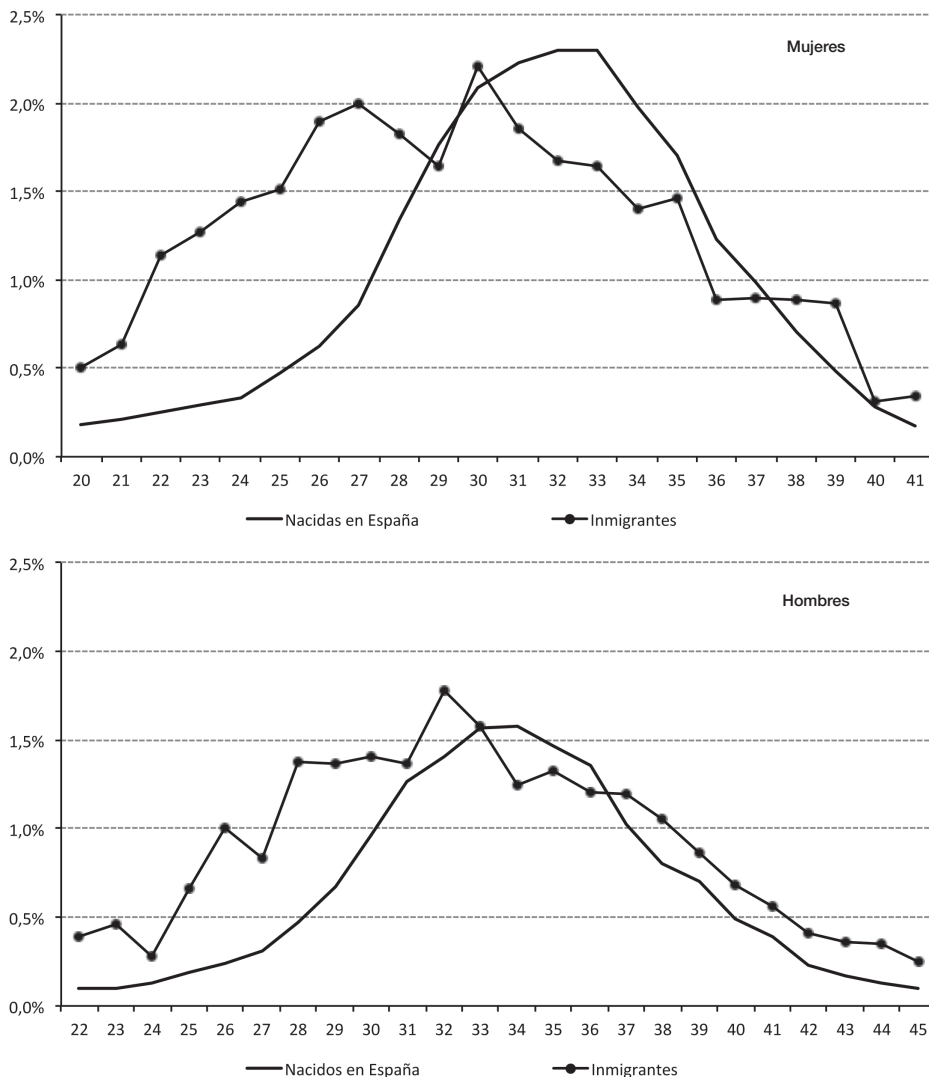
diferencias que supone estar ocupada o inactiva se minimizan, e incluso se observa una mayor probabilidad en el primer caso. Entre las empleadas, no se observan diferencias en el patrón de edad de la transición a la maternidad entre aquellas con contrato indefinido, temporales o las ocupadas no asalariadas, aunque las probabilidades son menores a todas las edades entre las temporales en concordancia con los resultados anteriores. Finalmente, hay que destacar la prácticamente nula probabilidad de primofecundidad de las desempleadas, independientemente de su edad.

En el caso masculino, las pautas por edad indican que el calendario masculino no depende de la modalidad de empleo.

### El lugar de nacimiento

El gráfico 11 y la tabla 1 muestran claramente que el lugar de nacimiento marca una diferencia significativa, con una mayor propensión a la fecundidad de primer orden de los inmigrantes, ya sean hombres o mujeres. Además, los distintos patrones por edad por lugar de nacimiento de primofecundidad (gráfico 12) desvelan que el calendario es sustancialmente más temprano para las inmigrantes,

**GRÁFICO 12.** Primofecundidad por edad y lugar de nacimiento de mujeres y hombres (probabilidades a partir del modelo multivariable de regresión logística con datos panel), 1999-2015



Nota: La población de referencia son las personas con estudios máximos obligatorios y ocupación indefinida.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos primarios de la EPA, 1999-2015.

una vez anuladas las diferencias de nivel educativo y de relación de actividad. Las mujeres inmigrantes presentan unas probabilidades muy superiores a las nativas entre los 20 y los 28 años; por el contrario, a partir de los 30, la transición a la maternidad es mayor entre las nacidas en España. Por tanto, mientras que el

retraso en calendario se debe casi exclusivamente a las autóctonas, el aumento en la propensión a tener primeros hijos entre el total de mujeres más jóvenes se explica, en parte, por la mayor probabilidad entre las inmigrantes. Entre los varones, no obstante, no se observa esta dualidad de calendario, pues los varones

inmigrantes presentan mayores probabilidades a todas las edades, salvo entre los 34 y los 36, cuando son mayores para los nacidos en España.

## CONCLUSIONES

Las conclusiones a nuestros resultados apuntan a que no existe un único perfil de origen, educativo y laboral de aquellas mujeres y aquellos hombres que han emprendido la etapa vital de la maternidad o paternidad, sino que este perfil va a depender enormemente de la edad en que se inicia la aventura reproductiva: en definitiva, hay que distinguir el efecto de las variables explicativas consideradas sobre la probabilidad y sobre el calendario de la primofecundidad. El análisis ha desvelado los perfiles socioeconómicos de los nuevos padres y madres, en función de la edad de la transición reproductiva. Efectivamente, se ha evidenciado la fuerte interacción de la edad con los factores explicativos en relación a la probabilidad a la fecundidad de primer orden, especialmente en el caso femenino.

En relación a los factores explicativos, comprobamos cómo no se produce una correlación entre mayor nivel educativo y menor incidencia de primofecundidad, ya que las mayores probabilidades se observaban entre mujeres con formación profesional o con una formación universitaria intermedia, siendo menores entre las menos educadas y las mujeres con educación universitaria superior. Cuando se introducen los patrones por edad, vemos que los mayores índices de primofecundidad entre las más formadas siguen los postulados de la teoría del coste de oportunidad, del conflicto institucional y de la segunda transición demográfica. Así, las mujeres universitarias no deciden tener su primer hijo o hija hasta cumplidos los 30 años. En cuanto al efecto de la situación laboral, los resultados han mostrado un claro patrón de género, en que la inactividad de la

mujer se asocia a una mayor y más temprana transición a la primera maternidad y, de acuerdo con nuestra hipótesis inicial, también se observa un calendario tardío de entrada a la maternidad entre las mujeres con empleo. Además, el trabajo del hombre es condición *sine qua non* de su transición a la primera paternidad. No obstante, situaciones precarias como el desempleo o la temporalidad representan situaciones indeseables para formar familia, en especial para las mujeres. Por tanto, podemos afirmar que entre las mujeres que forman parte del mercado de trabajo (la inmensa mayoría), su transición a la primera maternidad ha sido tanto más probable cuanto mayor era la estabilidad en su empleo. Finalmente, la explicación a los mayores índices y el calendario temprano de primofecundidad entre la población inmigrada es que la mayor parte de los inmigrantes proceden de sociedades con diferentes normas culturales en relación a la formación familiar. Por tanto, esta población no ha interiorizado de igual forma que la nativa los cambios profundos en relación al comportamiento reproductivo propios de la segunda transición demográfica.

Respondiendo al cambio de modelo de paternidad, emergente en los países occidentales, este trabajo ha querido sumarse a otras aportaciones académicas que estudian el rol del hombre en las decisiones conjuntas de la pareja sobre tener hijos (por ejemplo, González y Jurado Guerrero, 2015). Contrariamente a las hipótesis neoclásicas, nuestros resultados muestran que los hombres más formados retrasan igual que las mujeres su paternidad, apuntando a que el coste de oportunidad de los hijos se produce también en los padres. Por otro lado, los resultados, según la relación con la actividad económica, confirmarían que el rol proveedor continúa siendo mucho más determinante en el caso masculino, dada la nula incidencia de primofecundidad para los que no tienen empleo. No obstante, el análisis se detiene justo en el momento en que nacen los hijos y,

por tanto, queda para futuras investigaciones desvelar cómo las mujeres y hombres adaptan su participación en el mercado laboral una vez son madres o padres por primera vez.

Nuestro trabajo centra la atención en el abandono de la infecundidad de los hombres y mujeres españoles a lo largo de un contexto económico-laboral cambiante. En esta investigación, hemos comprobado que las probabilidades calculadas de primera fecundidad para aquella población con empleo estable no se habían visto truncadas con la crisis económica. No obstante, se han confirmado los efectos negativos del desempleo y de la precariedad laboral. Concretamente, hemos visto cómo la transición a la maternidad ha sido prácticamente inexistente entre las desempleadas. Finalmente, apuntar que nuestros resultados han desvelado la pervivencia de la especialización del trabajo productivo y reproductivo entre los sexos, y del modelo del «varón proveedor» de las necesidades económicas de la unidad familiar. A pesar de ello, también revelan que estos patrones tradicionales no son válidos para todos los sectores de la población, en especial para aquellas mujeres más formadas y con mayor implicación laboral, que demoran su reproducción hasta hacerla cuadrar con sus expectativas profesionales y de igualdad de género.

Diversos autores alertan del aumento de la infecundidad entre las mujeres nacidas durante los años setenta (Castro-Martín y Seiz-Puyuelo, 2014; Esteve *et al.*, 2016), asociándolo al retraso de la edad a la primera maternidad y auguran bajos niveles finales de fecundidad para esas generaciones. Los autores alertan del aumento de la infecundidad por causas no deseadas. Se trata del caso de aquellos que han alcanzado la edad socialmente adecuada para tener hijos, pero que deciden posponer la decisión porque sus condiciones familiares o materiales no son las óptimas. Efectivamente, lo que realmente debería preocupar es que las mujeres y los hombres que hoy día deciden esperar

tiempos mejores para formar su familia no terminen dentro de pocos años con una infecundidad sobrevenida por causa de su edad tardía. Según nuestros resultados, quienes mayores riesgos tendrían de no ver cumplidos sus proyectos familiares por motivos biológicos serían aquellos que más los retrasan, es decir, los hombres y mujeres más formados y que forman parte de la fuerza de trabajo. Y no olvidemos que estos representan una mayor proporción cuanto más joven es una generación, especialmente entre las mujeres. Por tanto, aunque la decisión de tener hijos se toma a nivel individual, es la sociedad la que ha de poner las condiciones institucionales necesarias para evitar que se frustren los proyectos reproductivos, profesionales y de igualdad de género de los individuos, que a la larga constituyen los proyectos de futuro de esa misma sociedad.

## BIBLIOGRAFÍA

- Adsera, Alicia (2011). «Where Are the Babies? Labor Market Conditions and Fertility in Europe». *European Journal of Population*, 21(1): 1-32.
- Ahn, Namkee y Mira, Pedro (2002). «A Note on the Changing Relationship between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries». *Journal of Population Economics*, 15(4): 667-682.
- Baizán, Pau (2006). «El efecto del empleo, el paro y los contratos temporales en la baja fecundidad española de los años 1990». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 115: 223-253.
- Becker, Gary S. (1960). «An Economic Analysis of Fertility». En: Becker, G. S. (ed.). *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. New Jersey: Princeton University Press.
- Becker, Gary S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Billari, Francesco (2005). «The Transition to Parenthood in European Societies». En: Hantrais, L.; Philipov, D. y Billari, F. (eds.). *Policy Implications of Changing Family Formation*. Brussels: Council of Europe Publishing, Population studies, vol. 49.

- Blossfeld, Hans-Peter y Huinink, Johannes (1991). «Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation». *American Journal of Sociology*, 97(1): 143-168.
- Bongaarts, John (2002). «The End of the Fertility Transition in the Developed World». *Population and Development Review*, 28(3): 419-443.
- Bongaarts, John y Sobotka, Tomás (2012). «A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility». *Population and Development Review*, 38(1): 83-120.
- Brewster, Karin y Rindfuss, Ronald R. (2000). «Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations». *Annual Review of Sociology*, 26: 271-296.
- Boca, Daniela del (2002). «The Effect of Childcare and Part Time Opportunities in Participation and Fertility of Italian Women». *Journal of Population Economics*, 15: 549-573.
- Cabré, Anna (2003). «Facts and Factors on Low Fertility in Southern Europe: The Case of Spain». *Papers de Demografia*, 222.
- Castro-Martín, Teresa y Rosero-Bixby, Luis (2011). «Maternidades y fronteras: la fecundidad de las mujeres inmigrantes en España». *Revista Internacional de Sociología (RIS), La inmigración en España: perspectivas innovadoras*, monográfico 1: 105-137.
- Castro-Martín, Teresa y Martín-García, Teresa (2013). «Fecundidad bajo mínimos en España: pocos hijos, a edades tardías y por debajo de las aspiraciones reproductivas». En: Esping-Andersen, G. (ed.). *El déficit de natalidad en Europa. La singularidad del caso español*. Barcelona: Obra Social «la Caixa», Colección Estudios Sociales, 36.
- Castro-Martín, Teresa y Seiz-Puyuelo, Marta (2014). «La transformación de las familias en España desde una perspectiva socio-demográfica». *VII Informe sobre la exclusión y desarrollo social en España*. Madrid: Fundación Foessa, Documento de trabajo, 1.1.
- Devolder, Daniel (2010). «Anàlisi de la fecunditat a partir de l'Enquesta Sociodemogràfica de Catalunya 2007». *Quaderns d'estadística*, 4. Barcelona: Institut d'Estadística de Catalunya, Generalitat de Catalunya.
- Esping-Andersen, Gøsta (2013). «Por qué la fecundidad es importante: teoría e investigación empírica». En: Esping-Andersen, G. (ed.). *El déficit de natalidad en Europa. La singularidad del caso español*. Barcelona: Obra Social «la Caixa», Colección Estudios Sociales, 36.
- Esteve, Albert; Domingo, Andreu y Devolder, Daniel (2016). «La infecundidad en España: tic-tac, tic-tac, tic-tac!!!». *Perspectives Demogràfiques*, 1: 1-4.
- Fernández Cordón, Juan A. (1986). «Análisis longitudinal de la fecundidad en España». En: Olano, A. (ed.). *Tendencias demográficas y planificación económica*. Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda.
- Goldstein, Joshua R.; Sobotka, Tomás y Jasilioniene, Aiva (2009). «The End of Lowest-low Fertility?». *Population and Development Review*, 35(4): 663-700.
- González, M.<sup>a</sup> José y Jurado-Guerrero, Teresa (2006). «Remaining Childless in Affluent Economies: A Comparison of France, West Germany, Italy and Spain, 1994-2001». *European Journal of Population*, 22(4): 317-352.
- González, M.<sup>a</sup> José y Jurado-Guerrero, Teresa (2015). *Padres y madres corresponsables. Una utopía real*. Madrid: Catarata.
- Heckman, James J. y Walker, Ken J. (1990). «The Relationship between Wages and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data». *Econometrica*, 58: 1411-1441.
- Henwood, Karen; Shirani, Fiona y Kellett, Joanne (2011). «On Delayed Fatherhood: The Social and Subjective 'Logics' at Work in Men's Lives». En: Beets, G., Schippers, J. y Tevelde, E. R. (eds.). *The Future of Motherhood in Western Societies. Late Fertility and its Consequences*. Dordrecht: Springer.
- Hobson, B. y Morgan, D. (2002). «Introduction». En: Hobson, B. (ed.). *Making Men into Fathers: Men Masculinities and the Social Politics of Fatherhood*. Cambridge: Cambridge University Press.
- INE (1989). *Encuesta de Población Activa -Estadística de flujos, 2º trimestre 1987-2º trimestre 1988*. Madrid: INE.
- Kaa, Dirk J. van de (1987). «Europe's Second Demographic Transition». *Population Bulletin*, 42(1). Washington D.C.: Population Reference Bureau.
- Kohler, Hans-Peter; Billari, Francesco y Ortega, José A. (2002). «The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1900s». *Population and Development Review*, 28(4): 641-680.
- Kraval, Øystein (2002). «The Impact of Individual and Aggregate Unemployment on Fertility on

- Norway». *Demographic Research*, 6(10): 263-294.
- Kravdal, Øystein y Rindfuss, R. R. (2008). «Changing Relationships between Education and Fertility: A Study of Women and Men Born 1940 to 1964». *American Sociological Review*, 73: 854-873.
- Kulu, Hill (2005). «Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined». *European Journal of Population*, 21: 51-87.
- Lappegård, Trude y Rønsen, Marit (2005). «The Multifaceted Impact of Education on Entry into Motherhood». *European Journal of Population*, 21: 31-49.
- Lesthaeghe, Ron J. (1995). «The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation». En: Mason, K. O. y Jensen, A. M. (eds.). *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. Oxford: Clarendon Press.
- McDonald, Peter (2000). «Gender Equity in Theories of Fertility Transition». *Population and Development Review*, 26(3): 427-439.
- Mills, Melinda et al. (2011). «Why Do People Postpone Parenthood? Reasons and Social Policy Incentives». *Human Reproduction Update*, 17(6): 848-860.
- Mincer, Jacob (1963). «Market Prices, Opportunity Costs and Income Effects». En: Christ, C. F. (ed.). *Measurement in Economics*. Stanford: Stanford University Press.
- Miret, Pau (2006). «Componentes demográficos del descenso de la fecundidad en España desde 1975 y de su evolución posterior». *Papers de Demografia*, 285.
- Myrskylä, Mikko; Kohler, Hans-Peter y Billari, Francesco C. (2011). «High Development and Fertility: Fertility at Older Reproductive Ages and Gender Equality Explain the Positive Link». *MPIDR Working Papers*, 2011-017. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Örsal, D.D. Karaman y Goldstein, Joshua R. (2010). «The Increasing Importance of Economic Conditions on Fertility». *MPIDR Working Papers*, 2010-014. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Preston, Samuel y Sten, Caroline (2008). «The Future of American Fertility». *NBER Working Paper*, 14498.
- Rey Poveda, A. del et al. (2015). «La interferencia entre el estatus familiar y las características individuales en el nacimiento del primer hijo tras la emigración a España». *Revista Internacional de Sociología*, 73(2).
- Rendall, Michael et al. (2010). «Increasingly Heterogeneous Ages at First Birth by Education in Southern European and Anglo-american Family-policy Regimes: A Seven-country Comparison by Birth Cohort». *Population Studies*, 64(3): 209-227.
- Rica, Sara de la e Iza, Amaia (2005). «Career Planning in Spain: Do Fixed-term Contracts Delay Marriage and Parenthood?». *Review of Economics of the Household*, 3: 49-73.
- Rindfuss, Ronald R. y Brewster, Karin, L. (1996). «Childbearing and Fertility». *Population and Development Review* (Supplement), 22: 258-289.
- Roig, Marta y Castro-Martín, Teresa (2007). «Childbearing Patterns of Foreign Women in a New Immigration Country: The Case of Spain». *Population English edition*, 62(3): 351-380. *Population Édition française*, 62(3): 419-446.
- Sobotka, Tómas (2004). «Is Lowest-low Fertility Explained by the Postponement of Childbearing?». *Population and Development Review*, 30(2): 195-220.
- Sobotka, Tomáš; Skirbekk, Vegard y Philipov, Dimiter (2011). «Economic Recession and Fertility in the Developed Countries». *Population and Development Review*, 37: 267-306.

**RECEPCIÓN:** 08/08/2016

**REVISIÓN:** 28/10/2016

**APROBACIÓN:** 16/02/2017