

# Why do Women in Spain Retire Later than Men?

*¿Por qué las mujeres en España se jubilan más tarde que los hombres?*

**Jonas Radl**

## Key words

Life Course • Gender Differences • Employment • Retirement • Pensions

## Palabras clave

Ciclo vital • Diferencias de género • Empleo • Jubilación • Pensiones

## Abstract

The relationship between gender and retirement in Spain is paradoxical. The female employment rate between the ages of 55 and 64 is slightly more than half that of the male rate, whilst the average retirement age amongst women is much higher. Using event-history analysis techniques, this paper analyses whether this puzzling gender difference is due to compositional or selection effects. Data comes from a special retirement module within the 2006 Spanish Labour Force Survey (*Encuesta de Población Activa, EPA*). It applies a novel methodological framework, contrasting the results from a *naïve* survival analysis with those from a duration- selection model. The results suggest that women retire later than men above all because, from a financial point of view, they cannot afford to retire any earlier.

## Resumen

La relación entre género y jubilación en España es paradójica. La tasa de empleo femenino entre los 55 y 64 años es apenas más de la mitad que la de los varones, mientras que la edad media de jubilación es mucho más alta entre las mujeres. Este estudio usa el análisis de la historia de acontecimientos para determinar si esa sorprendente diferencia de género se debe a efectos composicionales o de selección. Los datos proceden de un módulo especial de la Encuesta de la Población Activa (EPA) del 2006. Un innovador marco metodológico contrasta los resultados de un modelo de supervivencia «naïf» con los de otro de tipo «duración-selección». Los resultados sugieren que las mujeres se jubilan más tarde que los hombres sobre todo porque económicamente no se pueden permitir retirarse antes.

## Citation

Radl, Jonas (2013). "Why do Women in Spain Retire Later than Men?". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 142: 109-122. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.142.109>)

**Jonas Radl:** UNED (The Spanish Open University) | [jradl@poli.uned.es](mailto:jradl@poli.uned.es)

## INTRODUCTION<sup>1</sup>

Critics of the 2011 reform of the Spanish pension system warn against the consequences for women's economic well-being in old age. Two components of the reform will have an impact on intra-generational income inequality: the increase in the statutory pension age from 65 to 67 years and the increase of the reference period for the calculation of benefit levels. While it is true that women's pension benefits are likely to be disproportionately reduced as a result of the extension of the contribution period, it is not obvious that the shift of the statutory pension age will have more serious implications for women than for men. In fact, according to calculations by Eurostat women's average retirement age in Spain was as high as 63.4 years in the year 2009. By contrast, the average retirement age was only 61.2 years during the same period. This means that unlike in most countries, Spanish women surprisingly retire from the labour force more than two years later than men. This gender disparity is puzzling given the well-known fact that Spanish women's labour market participation is much lower than men's. As such, the employment rate between ages 55 and 64 was 32.3 per cent among women in 2009 in contrast to 56.7 per cent among men.

What explains this incongruence? To answer this question, it is helpful to first clarify what retirement means. The term retirement has multiple definitions (Kohli and Rein 1991; Han and Moen 1999): it can refer to both a *state*, i.e. the biographical phase that comes after working life, or a *transition*, i.e. the status passage that marks the beginning of that state. Either way, the concept implies a life-

course perspective on labour market participation: before retirement necessarily comes paid work. However, who exactly enters and belongs to the group of retirees at any given moment still depends on the adopted definition. For instance, one can identify retirees subjectively based on self-classification, or use either pension receipt or labour market withdrawal as the defining criterion. In the sociological literature, retirement is mostly understood as the event of permanent withdrawal from lifetime employment (Garrido and Chuliá 2005; Ebbinghaus 2006; Blossfeld, Buchholz and Kurz 2011; Radl forthcoming). In other words, only workers previously engaged in paid employment can retire. Significantly, this definition excludes inactive persons such as homemakers.

Moreover, the population of interest in retirement studies is usually confined to persons aged 50 and older. The conventional age threshold of 50 years is almost the universal standard, which is also adopted by Eurostat to calculate the above-mentioned "average age of retirement." Persons aged 50 and older likewise represent the target population sampled by all large-scale representative surveys concerned with senior citizens *Health and Retirement Study* (HRS), *English Longitudinal Study of Ageing* (ELSA), and *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE), which provide the data base for a large part of empirical research on retirement in Europe and the United States.

Establishing a minimum age is sensible; otherwise retirement would become indistinguishable from other forms of labour market inactivity which are related to very different social processes, such as education or parenthood. Nevertheless, the fact remains that the conventional definition of retirement leaves out a substantial proportion of women, particularly in countries with high female inactivity such as Spain. Certainly, those

<sup>1</sup> The author wishes to thank Fabrizio Bernardi and three anonymous referees for their helpful comments and suggestions. This research was supported by the Spanish Ministry of Science and Innovation (Projects CSO2010-21881 and CSO2010-21004).

women who remain active past the childbearing phase are not a random sample of the overall female population. In the previous literature, the potential implications of the resultant selection process have not been duly considered. Do selection effects explain the paradoxical gender disparity in retirement ages in Spain?

This paper analyses gender differences in retirement behaviour in contemporary Spain. To examine women's retirement behaviour it applies techniques of event-history analysis. A new statistical approach (comparable to the well-known Heckman model) is used, which explicitly takes self-selection into account. To further underpin the selection argument the next section develops two competing hypotheses concerning the driving force behind the unusual gender disparity in retirement timing in Spain. The following section introduces the methodology used for the empirical analysis of work-exit transitions in Spain. The third section presents the results from a naïve survival analysis of retirement timing and compares them with those from a duration selection model. The final section summarises the findings and discusses the implications for past and future retirement research.

## **THEORETICAL EXPLANATIONS OF GENDER DIFFERENCES IN RETIREMENT BEHAVIOUR**

In most developed countries, women retire at a younger age than men. In the 17 European countries for which Eurostat registered retirement ages for the year 2006, women retire on average one year earlier (at age 60.7) than men (61.7). Only in five countries do women retire later —France, Finland, Ireland, Italy and Spain—, most of which are usually associated with low female employment rates. It has already been observed that the age of retirement and labour force participation ra-

tes of men and women do not necessarily move in the same direction (Gendell and Siegel 1992). Nevertheless, the state of research concerning gender differences in retirement is surprisingly thin. As several authors have pointed out (Ruhm 1996; Jefferson 2010), most empirical analyses of retirement behaviour up to date have been focused on men. As a consequence, the regularities governing women's retirement behaviour —and the extent to which these depart from those validly identified for men— are not well understood thus far.

In theory, a lower female retirement age can be the result of two types of social mechanisms: one related to gendered opportunity structures (constraints), and another related to gender-differential norms and preferences (choice) (Radl forthcoming). Firstly, a gender effect may come about through women's lower average amount of human capital and lower average position in the occupational hierarchy. Low-skilled workers are more likely to lose their job and be pushed into retirement. As far as employability is concerned, the disadvantaged job situation of women should thus result in a lower retirement age than among men.

Secondly, gendered preferences and age norms of retirement may reinforce this pattern. Norms of ageing prescribe a lower retirement age among women than among men (Radl 2012). Gendered norms of ageing can also restrict women's employability consequent of ageism among employers (Bytheway 2005). Thus, gender differences in norms and preferences, too, lead us to expect a lower retirement age of women. Moreover, women more often than men provide care for frail relatives. Although the organization and intensity of unpaid care work varies across societies, women are generally more likely than men to leave the labour market for reasons related to caregiving (Ruhm 1996; Kim and Moen 2002).

Is it possible that Spanish women retire later because these factors are not present here? Although, by international standards Spain is characterised by a relatively low degree of occupational segregation (OECD 2002: 90)<sup>2</sup>, educational differences among the older cohorts in Spain are considerable (Garrido and Chuliá 2005). Moreover, when compared to men, employment constraints are even somewhat more frequently the reason for early retirement among women in Spain (Radl 2010). Taken together, it seems unlikely that push factors would be less prevalent for women in Spain. Furthermore, given the persistence of the male breadwinner model (Moreno Mínguez 2005), it is not surprising that age norms clearly favour women's earlier exit in Spain (Radl 2012). Finally, given the lack of long-term care provision by the state (the *Ley de la dependencia* [law 39/2006] was not put in place until 2007), care responsibilities should not arise less frequently for women in Spain than elsewhere.

Why is Spain different then in what concerns the gender difference in retirement ages? One possible explanation for the reversed gender differential can be derived from the perspective of old-age income adequacy. Since the employment careers of many women are interrupted for childcare, their expected pension incomes are lower than those of men (Ginn and Arber 1996; Jefferson 2010). Higher incidence of part-time work and the gender pay gap exacerbate this disadvantage (Ginn and Arber 1993). On the one hand, this disadvantage represents an incentive to work longer, especially for divorced or widowed women whose pensions are often low (Pérez Ortiz 2006). On the other hand, it is more difficult

for women with fragmented working lives to qualify for public early retirement benefits which often require a minimum number of pensionable years. Similarly, many women are not covered by occupational pension schemes (Ginn and Arber 1993). In Spain, the gender gap in pension benefits is particularly pronounced (Radl and Bernardi 2011). Therefore, women's shorter employment careers may induce economic incentives for later retirement. In brief, the first hypothesis regarding the reason behind the paradoxical gender difference in retirement behaviour in Spain is:

H1: Spanish women retire later than men because of their shorter employment careers.

An alternative (and long overlooked) mechanism that could potentially explain women's retirement behaviour is self-selection. We know that many women return to work, either immediately after maternity leave or later in the empty nest phase, but also that many married women never re-enter the labour market, especially in the Southern European context (Anxo *et al.* 2007). According to the standard definition of retirement, only those persons enter the population of interest who have been working beyond age 50. This excludes traditional housewives who exit the labour market when they are middle-aged. Many women are simply not "eligible" for retirement. This implies a selection process that, according to human capital theory, leads low-skilled women to leave the labour market prematurely (Dahl, Nilsen, and Vaage 2003: 193). Vice versa, there is self-selection of employment-centred women into the sample. In Spain the gender divide on the labour market is highly salient (Garrido 1992). In sum, structural gender differences point to a higher retirement age of women, leading to a competing hypothesis:

H2: Spanish women retire later than men because they are positively selected.

<sup>2</sup> The dissimilarity index calculated by the OECD for Spain is 0.53. Note, however, that the incorporation of women into the labour market during the late 1990s has mostly taken place in "female" occupations (Maté García, Nava Antolín, and Rodríguez Caballero 2002: 91), which makes it seem likely that gender segregation will increase in the future.

## DATA AND METHODS

### Data

The empirical analyses in this chapter rely on the 2006 edition of the *Encuesta de la Población Activa* (EPA). Within the framework of the European Labour Force Survey, a special module on retirement issues was implemented in 28 national labour force surveys, using the common questionnaire designed by Eurostat. The module features a number of retrospective questions on employment careers and the transition to retirement, which made this data suitable for this study. Only persons aged 50–69 years were eligible for the module, and who were either in the labour force in the reference week or had been employed at age 50. Weights are applied.

Retirement is defined as permanent exit from the labour market. Work-exit events are correspondingly observed for persons who self-classified as “retired” or “disabled or permanently sick”. The age of retirement refers to the end of the last job. Moreover, retirement ages are registered for persons that were otherwise subjectively inactive in 2006 if their last job ended after age 50 and they do not intend to return to work. Respondents who are still employed at the time of the interview are treated as censored. Censoring also affects unemployed and inactive persons (home workers or otherwise inactive) who expressed the intention to return to work.

### Analytical Strategy

A series of survival-analytical Weibull models was estimated to examine the relationship between socio-demographic characteristics and retirement timing. Selectivity is taken into account to prevent the estimates to be distorted by the circumstance that older workers' labour market participation depends on

individual characteristics that also influence the very timing of retirement. The study employs a duration-selection model to isolate this potential selection “bias”. The dependent variable of the selection equation is participation in late-career employment. For reasons related to missing data (see next paragraph for details), the models were conducted exclusively for the age interval between 58 and 65 years. While the general sample includes all survey participants in this age range ( $N=36,652$ ), the sample for the survival analysis ( $N=6,163$ ) is only comprised of individuals active at age 58 who participated in the module.

The data in hand did not allow us to model the entire process of mid-life employment decisions in a strictly causal fashion. Nevertheless we can adjust our estimates to the fact that the population at risk of retirement is not representative of the whole elderly population. The correction of selection processes in duration models has been at the cutting edge of methodological innovation during the recent years (Wu 2003: 496). The estimator proposed by Boehmke, Morey and Shannon (2006) allows modelling duration selection models in continuous time, using a bivariate exponential distribution. Based on the simultaneous estimation of a selection model and a survival model, their approach takes into account the differential probability of enrolment when analysing the risk factors related to the duration until a given event. A key virtue of the contribution by Boehmke et al. is to make the estimator available for use within one of the standard software packages (Stata).

A drawback to this estimator is, however, that it does not allow for time-varying covariates in the outcome equation. Therefore the most widely used model in retirement research —the piecewise-constant exponential model— is not feasible in this framework. As an alternative to the semi-parametric pie-

**TABLE 1.** *Descriptive Statistics*

	All		Men		Women	
	Mean	Std.err. (mean)	Mean	Std.err. (mean)	Mean	Std.err. (mean)
Female	0.338	0.0072	—	—	—	—
Social Class (EseC)						
Upper Service Class	0.057	0.0038	0.078	0.0053	0.017	0.0036
Lower Service Class	0.100	0.0047	0.082	0.0053	0.136	0.0093
Intermediate Occup.	0.090	0.0046	0.092	0.0055	0.086	0.0080
Self-employed	0.190	0.0060	0.200	0.0076	0.172	0.0099
Farmers	0.068	0.0035	0.076	0.0046	0.052	0.0051
Lower Sales & Service	0.080	0.0042	0.053	0.0043	0.133	0.0089
Skilled Manual Workers	0.131	0.0053	0.183	0.0074	0.028	0.0044
Routine Workers	0.283	0.0067	0.235	0.0077	0.376	0.0125
Public Sector	0.173	0.0057	0.143	0.0063	0.233	0.0110
Years Worked (age 50)	24.288	0.1630	28.377	0.1358	16.287	0.3115
Marital Status						
Married	0.807	0.0061	0.883	0.0062	0.657	0.0125
Never married	0.066	0.0037	0.051	0.0039	0.095	0.0080
Divorced	0.076	0.0041	0.034	0.0038	0.084	0.0075
Widowed	0.051	0.0036	0.032	0.0035	0.164	0.0097
Economic Sector						
Agriculture	0.113	0.0043	0.117	0.0054	0.104	0.0069
Traditional Manufacturing	0.056	0.0037	0.063	0.0047	0.044	0.0059
Heavy Industry	0.079	0.0043	0.114	0.0062	0.013	0.0031
Other Manufacturing	0.054	0.0034	0.066	0.0047	0.031	0.0042
Construction	0.100	0.0046	0.149	0.0067	0.004	0.0012
Trade, Transport, Hotels	0.185	0.0060	0.186	0.0074	0.181	0.0102
Inter-company Services	0.075	0.0043	0.067	0.0051	0.090	0.0080
Social Services	0.199	0.0060	0.149	0.0064	0.237	0.0121
Consumer Services	0.138	0.0054	0.088	0.0056	0.237	0.0111
N	6,163		4,063		2,100	

Source: EPA 2006; own calculations

cewise-constant model, a fully parametric specification of survival time has been applied using the Weibull model. Before advancing to the duration selection model it was verified that the single-spell Weibull model delivers equivalent results to a more conventional piecewise-constant exponential model. It turned out that all coefficients stay virtually identical.<sup>3</sup> The Weibull model thus

seemed an adequate basis on which to build a duration selection model of retirement timing.

As noted above, eligibility for the ad-hoc module is subject to being economically active at age 50. This implies a systematic selection of the population under study. Besides, there are supposedly non-random patterns of non-response for the ad-hoc module of the questionnaire, for which participation was not obligatory. In the following, the level of educational attainment of the respondent will be adopted as selection criterion for the inclusion in the risk

<sup>3</sup> The estimated baseline hazard is monotonically increasing between ages 58 and 65. In comparison, the only discontinuity in the baseline hazard of the PCEM was a peak at age 60. The estimated covariate effects were almost the same.

set. That is, we assume that the question of whether a person is part of our analysis sample is solely a matter of education. Of course, modelling the enrolment into the duration analysis exclusively in terms of education supposes a high degree of simplification. Specifically, it would have been preferable to include the number of children in the selection equation, but unfortunately this information is not available in the EPA data. Moreover, parsimony is critical given the computational intensity of the simultaneous estimations.

### Variables

Social class is measured according to the European Socio-economic Classification (ESeC) (Rose and Harrison 2007). Coding is based on the Spanish National Classification of Occupations CNO-94. Industry is operationalized on the basis of the 2-digit National Classification of Economic Activities (CNAE-93). For retirees class membership and industry refer to the characteristics of the last job. However, information on previous jobs is only available if retirement took place within the last eight years prior to the interview. We therefore estimate the multivariate models only for the interval between 58 and 65 years of age.<sup>4</sup> This age window captures the great majority of retirement events occurring during the whole twenty-year period, while preserving a balanced cross-sectional sample of retrospective life histories.

The number of years worked at age 50 refers to all periods of work for pay. In terms of the highest level of educational attainment, five categories are distinguished: less than primary education; primary edu-

cation; vocational training; secondary education; and tertiary education. Family situation is measured by a categorical variable that refers to marital status at the time of the interview. Table I displays descriptive statistics for the sample used in the duration analysis.

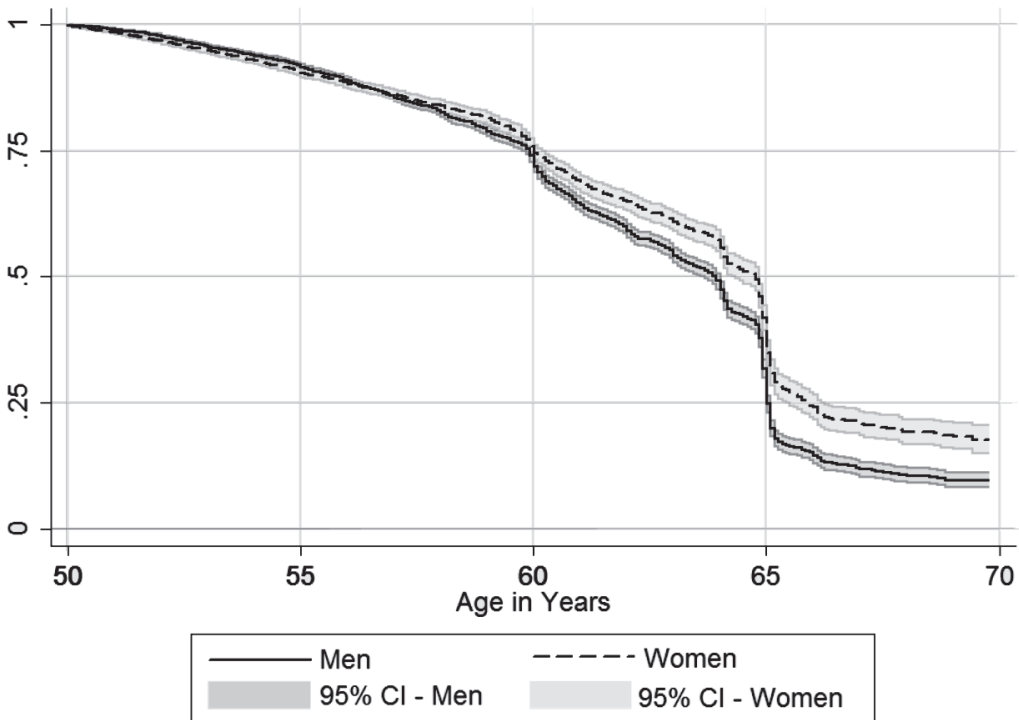
## RESULTS

Figure 1 shows Kaplan-Meier estimates of the survival curve for men and women, using retrospective information from the EPA 2006 retirement module. The graph also includes 95% confidence intervals around the survivor functions. In agreement with the Eurostat calculations cited above, our data confirm that women indeed retire later than men. In the beginning the two curves actually remain almost identical. Few men or women leave the labour force between age 50 and 59. After age 60 a gender gap opens up as men start leaving the labour market at a greater pace than women. The number of cases shows that there is gender-based selection: while the male function reflects the retirement process of 10,242 men, the female graph represents only 6,148 women who are economically active past age 50.

Next, we use multivariate survival models to test whether women's later retirement can be explained in terms of compositional or selection effects. Do women retire later because of socio-economic characteristics favourable for late retirement? Table II shows the estimation results for the naïve Weibull model (which does not account for selectivity) and the duration selection model. Full models for men and women separately are also displayed.

The first specification of the naïve model tests whether the gender difference in retirement ages is due to women's class position

<sup>4</sup> To be accurate, the considered on-risk period sets in just before respondents turn 58 years and ceases just before the 66<sup>th</sup> birthday.

**FIGURE 1.** *Kaplan-Meier Survival Curves of Retirement by Gender*

Source: EPA 2006: own calculations.

and family situation. It shows that the hazard rate of women remains lower than that of men when controlling for class and marital status.<sup>5</sup> Even after additionally controlling for industry and public sector employment women's retirement propensity remains lower (model 2). In order to test whether women work longer than men because they have to make up for family-related employment breaks, model 3 finally includes the number of years worked. Now the gender effect reverses its sign. The longer people's prior employment history at age 50, the ear-

lier they retire, and once we control for women's shorter careers, the gender effect is switched around. In other words, the late retirement of women is a consequence of their shorter employment careers. Since many women can also rely on their husbands' pension, this effect probably not only points to the need to generate additional income in old age. In some cases, it also likely reflects the lack of eligibility for an old-age pension before reaching the statutory pension age of 65. The same association can be observed in the gender-specific models 4 and 5. For the female sample, the instantaneous transition rate increases by 3.7 per cent per year worked.

<sup>5</sup> Hazard ratios greater than one indicate a higher transition rate, i.e. earlier retirement, whereas ratios smaller than one indicate later exit.



TABLE 2. Naive Weibull Survival Model &amp; Duration Selection Weibull Model, Timing of Employment Exit

Selection	Naive Survival Model					Duration Selection Model				
	Both sexes Model 1	Both sexes Model 2	Both sexes Model 3	Men only Model 4	Women only Model 5	Both sexes Model S1	Both sexes Model S2	Both sexes Model S3	Men only Model S4	Women only Model S5
Education - Ref.: Less than Primary	—	—	—	—	—	1.211***	1.212***	1.210**	1.206***	1.154***
Primary	—	—	—	—	—	1.399***	1.402***	1.400***	1.199***	1.455***
Vocational Training	—	—	—	—	—	1.260***	1.261***	1.266***	1.142***	1.249***
Secondary	—	—	—	—	—	1.652***	1.651***	1.644	1.376***	1.808***
Tertiary	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Duration	0.797***	0.916	1.321***	—	—	0.736***	0.883*	1.261***	—	—
Female	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Class (ESeC) - Ref.: Routine Workers	0.483***	0.437***	0.426***	0.456***	0.161***	0.424***	0.371***	0.444***	0.364***	0.142***
Higher Salariat	1.031	1.056	1.015	0.91	1.243	1.099	1.15	0.977	0.921	1.367
Lower Salariat	0.896	0.872	0.833*	0.864	0.698*	0.919	0.884	0.846*	0.806	0.806
Intermediate Occupations	0.599***	0.587***	0.582***	0.567***	0.642***	0.573***	0.545***	0.628***	0.497***	0.660**
Self-employed	0.724***	0.856*	0.824**	0.848	0.742*	0.739***	0.946	0.895	0.915	0.778
Farmers	1.072	1.058	1.044	1.241*	0.876	1.129	1.11	1.045	1.327**	0.946
Lower Sales & Service	1.082	0.963	0.968	1.034	0.054	1.172*	1.012	1.018	1.008	1.058
Skilled Manual	—	1.597***	1.559***	1.614***	1.354*	—	2.009***	1.578***	1.689***	1.952**
Public Sector	—	—	1.034***	1.031***	1.037***	—	—	1.029***	1.034**	1.045***
Years Worked at Age 50	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Marital Status - Ref.: Married	1.059	1.078	1.029	1.102	0.92	1.088	1.104	1.034	1.098	0.956
Divorced	0.937	0.986	1.016	0.954	1.154	0.934	0.987	1.023	0.896	1.274
Widowed	0.89	0.931	0.941	0.936	0.959	0.767***	0.803*	0.893	0.827	0.916
Never married	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sector - Ref.: Traditional Manufacturing	—	0.619***	0.608***	0.657***	0.457***	—	0.525***	0.631**	0.565***	0.370***
Agriculture	—	1.483***	1.455***	1.668***	0.902	—	1.595***	1.357***	1.862***	0.829
Heavy Industry	—	0.951	0.098	1.076	0.828	—	0.94	1.001	1.129	0.736
Other Manufacturing	—	0.711***	0.731**	0.84	0.424	—	0.646***	0.745**	0.776	0.412
Construction	—	0.738**	0.755**	0.835	0.522**	—	0.720*	0.802**	0.842	0.446***
Trade, Transport, Hotels and Catering	—	0.677***	0.750*	0.826	0.540**	—	0.604*	0.751**	0.767	0.447***
Inter-company services	—	0.428***	0.465***	0.545***	0.312***	—	0.311***	0.470**	0.513**	0.179***
Social Services	—	0.560***	0.599***	0.756*	0.370***	—	0.502***	0.647***	0.712*	0.296***
Consumer Services	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
p (Duration Dependence)	1.9025	1.9328	1.9619	1.9572	1.9883	27.7524	28.7110	20.8028	30.0202	28.7833
rho (Error Correlation)	—	—	—	—	—	-0.1899	-0.1876	-0.2500	-0.2213	-0.1758
AIC	213,647,102	209,491,627	204,253,007	140,673,375	62,651,084	1,179,059,815	1,173,139,215	1,166,575,967	699,484,481	433,472,088
BIC	213,647,189	209,491,775	204,253,161	140,673,513	62,651,208	1,179,059,976	1,173,139,454	1,166,576,213	699,484,697	433,472,310
Subjects	6,163	6,163	6,163	4,063	2,100	36,652	36,652	36,652	16,412	20,240
N entered Duration Analysis	6,163	6,163	6,163	4,063	2,100	6,163	6,163	6,163	4,063	2,100
Failures	2,426	2,426	2,426	1,696	730	2,426	2,426	2,426	1,696	730

Source: EPA 2006, own calculations.

Note: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Let us now move to the findings from the duration selection model displayed in the right-hand side of the table, which analyse to what extent selection effects drive the gender disparity in retirement timing. The upper panel of coefficients shows that entry into late careers depends heavily on the level of education.<sup>6</sup> Especially, there is a large difference in enrolment between respondents who have not completed primary education and those with tertiary education. The latter are most likely to enter the risk set, followed by respondents with vocational training. The lowest likelihood of entering the late-career phase is observed among persons with less than primary education. Possibly due to task specialization in the household (Bernardi 1999), the educational gradient is larger for women than for men. Spanish women from the cohorts analysed here have an inferior average level of education than men.

As for the findings from the selection duration model, it is striking that the estimated hazard rates hardly change with respect to the results of the naïve model. Social class effects on retirement timing are practically identical, and also the findings regarding all other covariates remain substantially unaltered. Most importantly, the gender effect is hardly modified by taking into account self-selection into a late working career. We would have expected the estimated hazard ratio for women to increase as compared to the naïve model. Since many inactive women have low levels of educational attainment, taking account of selectivity should result in an earlier retirement of women. However, if anything, the results from the first two model specifications rather indicate the contrary.

<sup>6</sup> Ratios greater than one imply an increased propensity to experience a late career, which is the condition to be included in the sample for the duration analysis of retirement timing.

It is also worth mentioning the estimates for the parameter  $\rho$ , which indicates the error correlation between the selection and the duration equation. Throughout model specification we find a strong negative correlation between the error terms of both equations. This suggests the existence of at least one unobserved factor that is positively related to employment in later life and negatively to the retirement rate. This result is straightforward as it demonstrates homology among the employment exit processes before and after age 58. Factors linked to increased employment participation leading to that age also enhance employment retention thereafter. It speaks to the validity of the results that the error correlation only once reaches the lower threshold.<sup>7</sup>

In sum, the empirical analysis confirms the presence of a selection process, which does however not alter the results of the duration model. Considering the magnitude of the education-based selection effect we might well have expected more important changes in the hazard estimates. Yet, the findings from the duration selection model unambiguously indicate that the selection process does not significantly affect the risk factors related to early exit from work. Thus, the length of the working career emerges as the most important mediating variable that accounts for the difference between men's and women's timing of retirement.

## DISCUSSION

This paper has analysed the gender gradient in retirement processes in Spain. Special attention has been paid to possible selection effects with a view to explaining the sur-

<sup>7</sup> The tolerated interval lies between 0.25 and -0.25 (Boehmke, Morey, and Shannon 2006).

prising fact that despite lower employment rates women's average retirement age is higher than men's. Selection processes have largely been neglected in retirement research thus far.

Data from a special retirement module included in the 2006 EPA have been used to test the influence of compositional and selection effect in a survival-analytical framework. The results confirm that women on average retire later than men. Multivariate Weibull models showed that the key variable to account for this gender discrepancy is the number of years spent in the labour market. Once we control for the length of prior working careers, females exhibit a greater propensity than men to exit the labour force. This indicates that low pension benefits and the lack of eligibility for early retirement via the public pension system are central determinants of women's retirement timing. In other words, women in Spain retire late because financially they cannot afford to retire as early as men.

The hypothesis that self-selection furthermore shapes gender differences in retirement timing was tested using a duration selection model of employment exit. Results were mixed. On the one hand, it could be shown that there is indeed a strong education-based selection process determining labour force activity past age 50. Moreover, this educational gradient proved stronger among women than among men, confirming the notion of self-selected female retirement. On the other hand, the simultaneous equation models did not support the hypothesis that women's later retirement is due to positive selection. According to the estimates the selection process hardly affects the results of the retirement-duration model. The way in which gender and other socio-economic characteristics influence the timing of retirement appears to be independent of any self-selection at work. Given this counter-

intuitive finding, there is need for further research in this area. Explicitly modelling the selection process using simultaneous equations is a promising methodological innovation in retirement research, but additional evidence, including the use of alternative methods (e.g. two-step estimators) is required to corroborate the findings reported here.

From an equality standpoint it is disconcerting that women are often unable to retire as early as men due to economic reasons. There is an urgent need to better understand women's transition to retirement because a growing share of women either remains continuously employed throughout the life course or seeks a second career after returning from child care. In Spain even more so than in other European countries, huge changes in the employment patterns across cohorts require a life course perspective on women's retirement. To properly understand the consequences of pension reform for women's income in old age research needs to identify the sources of social stratification in retirement processes. Tackling the self-selection issue could be an important step ahead in this direction.

## REFERENCES

- Anxo, Dominique, Colette Fagan, Immaculada Ceibian and Gloria Moreno, (2007): "Patterns of Labour Market Integration in Europe – A Life Course Perspective on Time Policies", *Socio-Economic Review*, 5: 233–260.
- Bernardi, Fabrizio (1999): "Does the Husband Matter?: Married Women and Employment in Italy", *European Sociological Review*, 15(3): 285–300.
- Blossfeld, Hans-Peter, Sandra Buchholz and Karin Kurz, (Eds.) (2011). *Aging populations, globalization and the labor market: Comparing late working life and retirement in modern societies*. Cheltenham: Edward Elgar.

- Boehmke, Frederick J., Daniel S. Morey, and Megan Shannon, (2006): "Selection Bias and Continuous-Time Duration Models: Consequences and a Proposed Solution", *American Journal of Political Science*, 50(1): 192–207.
- Bytheway, Bill (2005): "Ageism", in M. Johnson (Ed.), *The Cambridge Handbook of Age and Ageing*, Cambridge: Cambridge UP.
- Dahl, Svann-Age, Oivind Anti Nilsen and Kjell Vaage, (2003): "Gender Differences in Early Retirement Behaviour", *European Sociological Review*, 19(2): 179–198.
- Ebbinghaus, Bernhard (2006): *Reforming early retirement in Europe, Japan, and the USA*, Oxford: Oxford UP.
- Garrido, Luis (1992): *Las Dos Biografías de la Mujer en España*, Madrid: Ministerio de Asuntos Sociales/Instituto de la Mujer.
- Garrido, Luis and Elisa Chuliá (2005): *Ocupación, Formación, y el Futuro de la Jubilación en España*, Madrid: Consejo Economico y Social.
- Gendell, Murray and Jacob Siegel (1992): "Trends in Retirement Age by Sex, 1950-2005", *Monthly Labor Review*, July 1992: 22–29.
- Ginn, Jay and Sara Arber (1993): "Pension Penalties: The Gendered Division of Occupational Welfare", *Work, Employment & Society*, 7(1): 47–70.
- and — (1996): "Patterns of Employment, Gender and Pensions: The Effect of Work History on Older Women's Non-State Pensions", *Work, Employment & Society*, 10(3): 469–490.
- Han, Shin-Kap and Phyllis Moen (1999): "Clocking Out: Temporal Patterning of Retirement", *American Journal of Sociology*, 105(1): 191–236.
- Jefferson, Therese (2010): "Women and retirement pensions: A research review", *Feminist Economics*, 15(4): 115–145.
- Kim, Jungmeen E. and Phyllis Moen (2002): "Retirement Transitions, Gender, and Psychological Well-Being: A Life-Course, Ecological Model", *The Journals of Gerontology: Social Sciences*, 57B: 212–222.
- Kohli, Martin and Martin Rein (1991): "The Changing Balance of Work and Retirement", in M. Kohli, M. Rein, A.-M. Guillemard and H. Van Gunsteren (Eds.), *Time for Retirement*, Cambridge: Cambridge UP.
- Maté García, Jorge Julio, Luis Ángel Nava Antolín and Juan Carlos Rodríguez Caballero (2002): "La segregación ocupacional por razón de sexo en la economía española, 1994-1999", *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 36: 79–94.
- Moreno Mínguez, Almudena (2005): Empleo de la mujer y familia en los regímenes de bienestar del sur de Europa en perspectiva comparada: permanencia del modelo de varón sustentador, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 112: 131-163.
- OECD (2002): *Employment Outlook 2002*, Paris: OECD.
- Pérez Ortiz, Lourdes (2006). *La estructura social de la vejez en España*. Madrid: Instituto de Mayores y Servicios Sociales.
- Radl, Jonas (2010): "Salida del mercado de trabajo y estratificación social. Los determinantes de la edad de jubilación en España", *Panorama Social*, 11: 163–180.
- Radl, Jonas (2012): "Too Old to Work, or Too Young to Retire? The Pervasiveness of Age Norms in Western Europe", *Work, Employment & Society*, 26(5): 755-771.
- Radl, Jonas (forthcoming): "Labour Market Exit and Social Stratification in Western Europe: The Effects of Social Class and Gender on the Timing of Retirement", *European Sociological Review*, doi: 10.1093/esr/jcs045.
- Radl, Jonas and Fabrizio Bernardi (2011): "Pathways into Retirement and Old-Age Inequality in Spain", in H.-P. Blossfeld, S. Buchholz and K. Kurz (Eds.), *Aging Populations, Globalization and the Labor Market: Comparing Late Working Life and Retirement in Modern Societies*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Rose, David and Eric Harrison (2007): "The European Socio-economic Classification: A New Social Class Schema for Comparative European Research", *European Societies*, 9(3): 459–490.

Ruhm, Christopher (1996): "Gender Differences in Employment Behavior During Late Middle Age", *The Journals of Gerontology: Social Sciences*, 51B(1): 11-17.

Wu, Lawrence (2003): "Event History Models for Life Course Analysis", in J. Mortimer and M. Shanahan (Eds.), *Handbook of the Life Course*, New York: Kluwer.

**RECEPTION:** October 17, 2011

**ACCEPTANCE:** January 15, 2013



# ¿Por qué las mujeres en España se jubilan más tarde que los hombres?

*Why do Women in Spain Retire Later than Men?*

**Jonas Radl**

## Palabras clave

- Ciclo vital • Diferencias de género • Empleo
- Jubilación
- Pensiones

## Key words

- Life Course • Gender Differences
- Employment
- Retirement
- Pensions

## Resumen

La relación entre género y jubilación en España es paradójica. La tasa de empleo femenino entre los 55 y 64 años es apenas más de la mitad que la de los varones, mientras que la edad media de jubilación es mucho más alta entre las mujeres. Este estudio usa el análisis de la historia de acontecimientos para determinar si esa sorprendente diferencia de género se debe a efectos composicionales o de selección. Los datos proceden de un módulo especial de la Encuesta de la Población Activa (EPA) de 2006. Un innovador marco metodológico contrasta los resultados de un modelo de supervivencia «naïf» con los de otro de tipo «duración-selección». Los resultados sugieren que las mujeres se jubilan más tarde que los hombres sobre todo porque económicamente no se pueden permitir retirarse antes.

## Abstract

The relationship between gender and retirement in Spain is paradoxical. The female employment rate between the ages of 55 and 64 is slightly more than half that of the male rate, whilst the average retirement age amongst women is much higher. Using event-history analysis techniques, this paper analyses whether this puzzling gender difference is due to compositional or selection effects. Data comes from a special retirement module within the 2006 Spanish Labour Force Survey (*Encuesta de Población Activa, EPA*). It applies a novel methodological framework, contrasting the results from a *naïve* survival analysis with those from a duration- selection model. The results suggest that women retire later than men above all because, from a financial point of view, they cannot afford to retire any earlier.

## Cómo citar

Radl, Jonas (2013). «¿Por qué las mujeres en España se jubilan más tarde que los hombres?». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 142: 109-122. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.142.109>)

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

**Jonas Radl:** Universidad Nacional de Educación a Distancia (Madrid) | [jradl@poli.uned.es](mailto:jradl@poli.uned.es)

## INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

Voces críticas a la reforma del sistema de pensiones realizada en el año 2011 han advertido de las consecuencias negativas para la situación económica de las mujeres en la tercera edad. Dos son los componentes de la reforma que tendrán un mayor impacto sobre la desigualdad de ingresos intra-generacional en la vejez: el aumento de la edad mínima para la jubilación ordinaria desde los 65 a los 67 años; y la expansión del período de referencia para el cálculo de la base de cotización. Si bien es cierto que las pensiones de las mujeres van a ser desproporcionadamente reducidas como consecuencia de la ampliación del período de cotización, no obstante no es obvio que el cambio de la edad legal de jubilación tenga consecuencias más graves para las mujeres que para los hombres. De hecho, según Eurostat, la edad media de jubilación de las mujeres en España asciende hasta 63,4 años en el año 2009. En comparación, la edad media de jubilación de los hombres alcanzó solamente los 61,2 años durante el mismo período. Esto significa que, sorprendentemente, a diferencia de la mayoría de los países, las mujeres españolas se retiran de la vida laboral casi dos años y medio más tarde que los hombres. Esta diferencia de género resulta chocante dado que es bien sabido que la participación en el mercado laboral de las mujeres españolas es muy inferior a la de los hombres. Efectivamente, la tasa de empleo entre los 55 y los 64 años fue del 32,3% entre las mujeres en 2009, en comparación con el 56,7% entre los hombres.

¿Cómo se explica esta incongruencia? Para responder a esta pregunta, es útil aclarar primero qué significa jubilación. El término tiene múltiples definiciones (Kohli y Rein,

1991; Han y Moen, 1999): puede referirse tanto a un *estado* —la fase biográfica que viene después de la vida laboral— o a una *transición* —el cambio de estatus que marca el inicio de tal estado—. En ambos casos el concepto implica una perspectiva de ciclo vital en la participación laboral: antes de la jubilación necesariamente está el trabajo remunerado. Sin embargo, quién exactamente entra y pertenece al conjunto de los jubilados en un momento dado depende de la definición que se adopte. Por ejemplo, podemos identificar a los jubilados de modo subjetivo, basándonos en la autoclasificación de los individuos, o podemos usar la recepción de una pensión de vejez o el retiro del mercado de trabajo como criterio definitorio. En la literatura sociológica, la jubilación se entiende normalmente como el evento de la salida definitiva de la carrera laboral (Garrido y Chuliá, 2005; Ebbinghaus, 2006; Blossfeld, Buchholz y Kurz, 2011; Radl, en prensa). En otras palabras, únicamente pueden jubilarse las personas que previamente han trabajado de forma remunerada. Es importante subrayar que esta definición excluye a las personas inactivas y sobre todo a las llamadas «amas de casa».

En los estudios sobre la jubilación, además, la población de interés suele restringirse a las personas mayores de 50 años. Ese umbral convencional de los 50 años es casi un estándar universal, que también utiliza Eurostat para calcular la «edad media de jubilación» ya mencionada. Los mayores de 50 también componen las muestras de las grandes encuestas representativas de la tercera edad —*Health and Retirement Study* (HRS), *English Longitudinal Study of Ageing* (ELSA), y *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE)—, que forman la base para la mayor parte de las investigaciones sobre la jubilación en Europa y los Estados Unidos.

Tiene mucho sentido establecer una edad mínima porque si no la jubilación se volvería indistinguible de otras formas de inactividad laboral, que sabemos que están

<sup>1</sup> El autor desea agradecer a Fabrizio Bernardi y a tres evaluadores anónimos sus útiles comentarios y sugerencias. Esta investigación fue apoyada por el Ministerio de Ciencia e Innovación de España (Proyectos CSO2010-21881 y CSO2010-21004).



relacionadas con otros procesos sociales, como la educación o la paternidad. No obstante, la definición convencional de la jubilación excluye a una porción sustancial de mujeres, particularmente en países con bajas tasas de empleo femenino como España. Efectivamente las mujeres que permanecen económicamente activas más allá de la edad reproductiva no son una muestra aleatoria de la población femenina total. En la literatura existente, las implicaciones potenciales del proceso de selección resultante no se han considerado suficientemente. ¿Pueden los procesos de selección explicar la paradójica disparidad de género en la edad de jubilación en España?

Este artículo analiza las diferencias de género en el comportamiento de jubilación en la España contemporánea. Para examinar la salida del empleo de mujeres y hombres se recurre al análisis de la historia de acontecimientos. Se utiliza una nueva técnica estadística (comparable al conocido modelo Heckman) que explícitamente toma en cuenta los procesos de autoselección. Para sistematizar el argumento de la selección se contrastan a continuación dos hipótesis sobre las fuerzas operantes tras la inusual diferencia de género en el *timing* de la jubilación en España. Los siguientes apartados introducen la metodología aplicada en el análisis de supervivencia de las salidas del empleo. En la tercera parte se presentan los resultados de un modelo de supervivencia «naïf» del proceso de jubilación para luego compararlos con aquellos de un modelo de tipo «duración-selección». La parte final resume los hallazgos y discute sus implicaciones para los estudios sobre jubilación.

## **EXPLICACIONES TEÓRICAS DE LAS DIFERENCIAS DE GÉNERO EN LA JUBILACIÓN**

En la mayoría de los países avanzados las mujeres se jubilan a una edad más temprana

que los hombres. En la media europea —Eurostat ofrece datos de 17 países europeos para el año 2006—, las mujeres se jubilan un año antes que los hombres (60,7 frente a 61,7 años). Solamente en cinco países (Francia, Finlandia, Irlanda, Italia y España) las mujeres se jubilan más tarde que los hombres y la mayoría de ellos se suelen asociar con una tasa baja de empleo femenino. Se ha observado ya con anterioridad que la edad de jubilación y las tasas de participación laboral no se desplazan necesariamente en sintonía (Gendell y Siegel, 1992). Asombrosamente, sin embargo, apenas hay investigación sobre las diferencias de género en la jubilación. Como reconocen varios autores (Ruhm, 1996; Jefferson, 2010), la mayoría de los estudios empíricos acerca del comportamiento de jubilación se centran en los hombres. Como consecuencia de ello, carecemos de una comprensión precisa de los factores determinantes de la jubilación de las mujeres y desconocemos cuánto difieren de las pautas válidamente establecidas para los hombres.

A nivel teórico, una edad de jubilación femenina más baja puede ser la consecuencia de dos tipos de mecanismos sociales: uno, relacionado con diferencias de género en las estructuras de oportunidad (restricciones), y otro, relacionado con diferencias de género en normas y preferencias (decisiones) (Radl, en prensa). Por un lado, un efecto de género puede surgir a raíz de la menor dotación de las mujeres con capital humano o su posición más baja en la jerarquía ocupacional. Los trabajadores de baja cualificación tienen un mayor riesgo de perder el empleo y verse empujados hacia la jubilación anticipada. Dado su inferior nivel de empleabilidad, la situación desventajosa de las mujeres debería dar como resultado una edad de jubilación más baja que entre los hombres. Por otro lado, las diferencias de género en cuanto a preferencias y normas de edad pueden reforzar este efecto. Las normas sociales sobre el envejecimiento tienden a prescribir una

edad de jubilación más baja entre las mujeres que entre los hombres (Radl, 2012). A través del edadismo entre los empleadores, diferentes normas sociales relativas a la edad de jubilación podrían limitar las oportunidades de empleo de las trabajadoras más mayores (Bytheway, 2005). Por ello, las diferencias de género en cuanto a preferencias y normas de edad también nos llevan a esperar que la edad de jubilación de las mujeres sea más baja. Además, es más común que sean las mujeres las que se ocupan del cuidado de familiares dependientes. Aunque tanto la organización como la intensidad del trabajo no remunerado de atención a dependientes varían en las sociedades, las mujeres tienen en general una probabilidad más alta que los hombres de abandonar el mercado laboral por cuestiones relacionadas con el cuidado de familiares (Ruhm, 1996; Kim y Moen, 2002).

¿Es posible que las mujeres españolas se jubilen más tarde porque estos factores no están presentes aquí? Aunque en la comparación internacional España se caracteriza por un bajo nivel de segregación ocupacional (OECD, 2002: 90)<sup>2</sup>, las diferencias educativas entre hombres y mujeres son considerables entre las cohortes antiguas (Garrido y Chuliá, 2005). Además, las restricciones de empleo son, en comparación con los varones, una razón más frecuente para la jubilación prematura de las mujeres (Radl, 2010). En conjunto parece improbable que las fuerzas expulsoras del mercado de trabajo sean menos potentes con las mujeres en España que en otros lugares. Asimismo, dada la persistencia del modelo del varón sustentador (Moreno Mí-

guez, 2005), no es sorprendente que las normas de edad fomenten claramente una salida más temprana de las mujeres españolas (Radl, 2012). Por último, como la Ley de Dependencia (Ley 39/2006) no fue introducida hasta el año 2007, no hay razones para pensar que existan en este país menos cargas de cuidado para las mujeres que en otros.

Entonces, ¿por qué es distinta España a la norma general en lo que concierne a la diferencia de género en la edad de jubilación? Una explicación del gradiente de género invertido puede colegirse desde una perspectiva de la adecuación de los ingresos en la tercera edad. Como las carreras profesionales de muchas mujeres se ven interrumpidas por periodos de tiempo dedicados al cuidado de hijos, el importe de sus pensiones es inferior al de los hombres (Ginn y Arber, 1996; Jefferson, 2010). La alta incidencia del trabajo a tiempo parcial y la brecha salarial de género agravan esta desventaja (Ginn y Arber, 1993). Por una parte, estas circunstancias desfavorables representan un incentivo para trabajar hasta una edad más avanzada, especialmente para mujeres divorciadas o viudas cuyas pensiones son a menudo bastante bajas (Pérez Ortiz, 2006). Por otra, es más difícil para las mujeres con vidas laborales fragmentadas alcanzar los requisitos exigidos para gozar de una pensión pública anticipada, ya que entre estos se cuentan con mucha frecuencia un mínimo de años de cotización. Asimismo, muchas mujeres no están cubiertas por planes de jubilación respaldados por el empleador (Ginn y Arber, 1993). La desigualdad de género respecto a la cuantía de las pensiones es en España especialmente pronunciada (Radl y Bernardi, 2011). Por lo tanto, carreras laborales femeninas más breves pueden motivar incentivos económicos que fomenten la jubilación tardía. Sintetizando, la primera hipótesis que explicaría la contradictoria diferencia de género en el comportamiento de jubilación en España es:

<sup>2</sup> El índice de disimilitud calculado por la OECD para España es 0.53. Nótese, en cambio, que la incorporación de las mujeres en el mercado laboral a finales de la década de 1990 tuvo lugar principalmente en ocupaciones «femeninas» (Maté García, Nava Antolí, y Rodríguez Caballero 2002: 91), pronosticando un incremento de la segregación de género en el futuro.

H1: Las mujeres españolas se jubilan más tardíamente que los hombres porque sus carreras laborales son más cortas.

Un mecanismo alternativo (y largamente olvidado) que podría potencialmente explicar el comportamiento de jubilación de las mujeres es la autoselección. Sabemos que muchas mujeres regresan al trabajo inmediatamente después de la baja de maternidad o en la fase del nido vacío, pero también que muchas mujeres casadas nunca se reincorporan al mercado laboral, especialmente en zonas del sur de Europa (Anxo *et al.*, 2007). Según la definición estándar de jubilación, solamente entran en consideración aquellas personas que hayan estado trabajando con más de 50 años de edad. Esto excluye a las amas de casas tradicionales que abandonan el mercado laboral a mediana edad, de modo que muchas mujeres simplemente no son «elegibles» para la jubilación. Esto implica un proceso de selección que, de acuerdo a la teoría del capital humano, empuja a las mujeres poco cualificadas a abandonar el mercado laboral prematuramente (Dahl, Nilsen y Vaage, 2003: 193). Y viceversa, existe un proceso de autoselección de las mujeres orientadas a la vida profesional presente en la muestra. En España, la división de género en el mercado laboral es muy notable (Garrido, 1992). En suma, las diferencias estructurales de género apuntan a una edad de jubilación alta en el caso de las mujeres, sugiriendo una hipótesis contendiente:

H2: Las mujeres españolas se jubilan más tardíamente que los hombres porque están seleccionadas positivamente.

## DATOS Y MÉTODOS

### Datos

Los análisis empíricos de este artículo se refieren a la edición de 2006 de la *Encuesta de Población Activa* (EPA). Dentro del marco del *European Labour Force Survey*, se implementó un módulo especial sobre cuestiones

de jubilación en 28 encuestas nacionales de población activa, usando un cuestionario común diseñado por Eurostat. Dicho módulo ofrece una serie de preguntas retrospectivas acerca de la vida laboral y la transición a la jubilación, adecuando los datos para este estudio. El módulo seleccionaba únicamente a personas entre 50 y 69 años que, bien hubieran trabajado en la semana de referencia, bien hubieran estado empleados a la edad de 50 años. Los datos de la muestra están ponderados.

La jubilación se define como la salida permanente del mercado laboral. Consecuentemente, para la salida del mercado de trabajo se tienen en cuenta a las personas que se autodenominan como «jubiladas» o «incapacitadas permanentemente». La edad de jubilación se refiere a la que se tenía cuando se finalizó el último trabajo. Además, se han registrado la edad de jubilación para aquellas personas que estaban de alguna otra forma inactivas en 2006 siempre y cuando fuesen mayores de 50 años al finalizar su última ocupación laboral y no tengan intención de reincorporarse posteriormente al mercado de trabajo. Aquellos encuestados que estaban empleados en el momento de la entrevista se tratan como censurados. La censura afecta también a desempleados y personas dedicadas a las labores en el hogar o de alguna otra forma inactivas, que expresan su intención de reincorporarse al trabajo remunerado.

### Estrategia analítica

Se calcularon una serie de modelos de análisis de supervivencia de tipo Weibull para examinar la relación entre las características sociodemográficas y el momento de la jubilación. Para evitar que las estimaciones se vieran afectadas por la circunstancia de que la participación de los trabajadores mayores en el mercado laboral depende de las características individuales, que influyen a su vez en el momento concreto de su jubi-

lación, el modelo tuvo en cuenta la selección de forma explícita. Concretamente, con el fin de eludir este posible «sesgo» de selección, el estudio hace uso de un modelo de duración-selección. La variable dependiente de la ecuación de selección es la participación en la carrera laboral tardía. Dado que hubo que tratar con datos incompletos (véase el siguiente párrafo para más detalles), los modelos se realizaron exclusivamente para el intervalo de edad comprendido entre los 58 y los 65 años. Si bien la muestra general incluye a todos los participantes de la encuesta en este rango de edad (N=36.652), la muestra para el análisis de supervivencia (N=6.163) abarca únicamente a aquellos individuos activos a los 58 años que tomaron parte en el módulo. En la práctica, los datos no permitieron crear un modelo estrictamente causal para el proceso íntegro de toma de decisiones sobre el empleo llevadas a cabo a mediana edad. No obstante, nuestras estimaciones pudieron ajustarse al hecho de que la población en riesgo de jubilación no es representativa de la población mayor en su conjunto. La corrección de los procesos de selección en los modelos de duración ha estado a la vanguardia de la innovación metodológica en los últimos años (Wu, 2003: 496). El estimador propuesto por Boehmke, Morey y Shannon (2006) permite ajustar modelos de duración-selección en tiempo continuo, utilizando una distribución exponencial bivalente. A través de la estimación simultánea de un modelo de selección y un modelo de supervivencia, se tiene en cuenta la probabilidad diferencial de participación en el análisis de los factores de riesgo relacionados con la duración hasta un evento dado. Una ventaja clave de la contribución de Boehmke *et al.* es que adapta el estimador para su uso dentro de uno de los paquetes de software estándar (Stata).

Sin embargo, un inconveniente de este estimador es que no permite la inclusión de variables cambiantes en el tiempo en la ecuación de resultados. Por tanto, el modelo

más utilizado en la investigación en jubilación —el modelo exponencial constante a tramos— no es factible en este marco. Como una alternativa a este modelo semi-paramétrico, se ha aplicado una especificación completamente paramétrica de tiempo de supervivencia utilizando el modelo de Weibull. Antes de avanzar hacia un modelo de duración-selección se comprobó que el modelo de Weibull con un periodo único ofrecía resultados equivalentes al convencional modelo exponencial constante a intervalos, constatándose que todos los coeficientes permanecían virtualmente idénticos<sup>3</sup>. Por lo tanto, el modelo de Weibull se presentó como la base adecuada sobre la que construir un modelo de duración-selección del *timing* de la jubilación.

Tal y como se señaló anteriormente, la elegibilidad para el módulo *ad hoc* está sujeta a la actividad económica a los 50 años de edad. Esto implica una selección sistemática de la población del estudio. Además, existen patrones supuestamente no aleatorios de no respuesta para el módulo *ad hoc* de la encuesta, para el que la participación no es obligatoria. A continuación, el nivel de escolaridad del encuestado se adoptará como criterio de selección para la inclusión en el grupo de riesgo. Es decir, asumimos que el hecho de que una persona forme parte de nuestra muestra de análisis o no es únicamente una cuestión de educación. Evidentemente la formulación de un modelo de selección para el análisis de duración exclusivamente en términos de educación supone un alto grado de simplificación. En concreto, habría sido preferible incluir el número de hijos en la ecuación de selección, pero lamentable-

<sup>3</sup> El riesgo de base estimado es monótonamente creciente entre los 58 y los 65 años. En comparación, la única discontinuidad en el riesgo de base del modelo exponencial constante a intervalos fue un pico a los 60 años. Los efectos estimados de las variables independientes fueron casi idénticos.

**TABLA 1.** Estadísticas descriptivas

	Todos		Hombres		Mujeres	
	Media	Error std (media)	Media	Error std (media)	Media	Error std (media)
Mujer	0,338	0,0072	—	—	—	—
Clase social (ESeC)						
Clase de servicio nivel alto	0,057	0,0038	0,078	0,0053	0,017	0,0036
Clase de servicio nivel inferior	0,100	0,0047	0,082	0,0053	0,136	0,0093
Ocupaciones intermedias	0,090	0,0046	0,092	0,0055	0,086	0,0080
Autónomos y pequeños propietarios	0,190	0,0060	0,200	0,0076	0,172	0,0099
Agricultores	0,068	0,0035	0,076	0,0046	0,052	0,0051
Servicios/Comercio de nivel bajo	0,080	0,0042	0,053	0,0043	0,133	0,0089
Trabajadores manuales cualificados	0,131	0,0053	0,183	0,0074	0,028	0,0044
Trabajadores no cualificados	0,283	0,0067	0,235	0,0077	0,376	0,0125
Sector público	0,173	0,0057	0,143	0,0063	0,233	0,0110
Años trabajados (a la edad de 50)	24,288	0,1630	28,377	0,1358	16,287	0,3115
Estado civil						
Casado/a	0,807	0,0061	0,883	0,0062	0,657	0,0125
Soltero/a	0,066	0,0037	0,051	0,0039	0,095	0,0080
Divorciado/a	0,076	0,0041	0,034	0,0038	0,084	0,0075
Viudo/a	0,051	0,0036	0,032	0,0035	0,164	0,0097
Sector económico						
Agricultura	0,113	0,0043	0,117	0,0054	0,104	0,0069
Industria tradicional	0,056	0,0037	0,063	0,0047	0,044	0,0059
Industria pesada	0,079	0,0043	0,114	0,0062	0,013	0,0031
Otras industrias	0,054	0,0034	0,066	0,0047	0,031	0,0042
Construcción	0,100	0,0046	0,149	0,0067	0,004	0,0012
Comercio, Transporte, Hostelería	0,185	0,0060	0,186	0,0074	0,181	0,0102
Servicios de empresa	0,075	0,0043	0,067	0,0051	0,090	0,0080
Servicios sociales	0,199	0,0060	0,149	0,0064	0,296	0,0121
Servicios de consumo	0,138	0,0054	0,088	0,0056	0,237	0,0111
N	6.163		4.063		2.100	

Fuente: EPA 2006; elaboración propia.

mente esta información no está disponible en los datos de la EPA. Por otra parte, es importante usar un modelo parsimonioso dada la alta intensidad computacional de las estimaciones simultáneas.

### Variables

La clase social se mide de acuerdo a la Clasificación Socioeconómica Europea (ESEC) (Rose y Harrison, 2007). La codificación está basada en la Clasificación Nacional de Ocupaciones CNO-94. El sector económico se mide de acuerdo a la Clasificación Nacional de Actividades Económicas de 2 dígitos (CNAE-93). Para la identificación de la clase

y sector de los jubilados se hace referencia a las características del último empleo. Sin embargo, la información sobre trabajos anteriores solo está disponible si la jubilación aconteció ocho años antes del momento de la entrevista. Por consiguiente, los modelos multivariantes se han estimado únicamente para el intervalo de edad entre los 58 y los 65 años<sup>4</sup>. Este lapso de edad abarca la gran mayoría de los casos de jubilación que tienen lugar durante el todo el período de veint-

<sup>4</sup> Para ser exactos, se considera el periodo comprendido inmediatamente antes de que los encuestados cumplan 58 años hasta justo antes de alcanzar los 66 años.

te años, manteniendo al mismo tiempo una muestra transversal equilibrada.

El número de años trabajados a los 50 años de edad se refiere a todos los períodos de trabajo asalariado. En cuanto al nivel más alto de educación alcanzado, se distinguen cinco categorías: inferior a educación primaria, educación primaria, formación profesional, educación secundaria y educación universitaria. La situación familiar se mide por una variable categórica que se refiere al estado civil en el momento de la entrevista. La tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos para la muestra utilizada en el análisis de duración.

## RESULTADOS

La figura 1 muestra las estimaciones Kaplan-Meier de la curva de supervivencia para hombres y mujeres, utilizando información retrospectiva del módulo de jubilación EPA 2006. El gráfico incluye también intervalos de confianza del 95% en torno a las funciones de supervivencia. De acuerdo con los cálculos de Eurostat citados anteriormente, nuestros datos confirman en efecto que las mujeres se jubilan más tarde que los hombres. Al principio ambas curvas permanecen casi idénticas. Son pocos los hombres o las mujeres que abandonan la vida laboral entre los 50 y los 59 años. A partir de los 60 años de edad se abre una brecha de género, momento en el que los hombres comienzan a salir del mercado de trabajo a un ritmo mayor que las mujeres. El número de casos muestra que hay una selección basada en el género: mientras que la función masculina refleja el proceso de jubilación de 10.242 hombres, la gráfica femenina representa solamente 6.148 mujeres activas económicamente más allá de los 50 años.

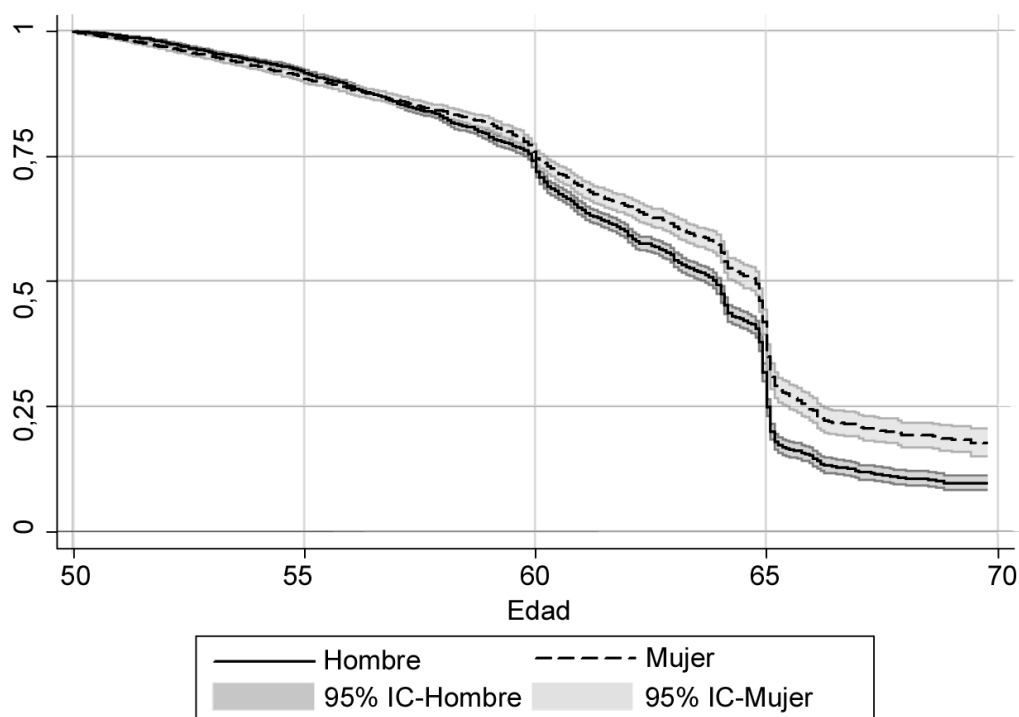
A continuación, se utilizan modelos multivariantes de supervivencia para comprobar si el retraso en la jubilación de las mujeres puede explicarse en términos de efectos de

composición o selección. ¿El hecho de que las mujeres se jubilen más tardíamente se debe a características socioeconómicas que favorecen este retraso en la jubilación? La tabla 2 muestra los resultados de la estimación para el modelo «naif» de Weibull (que no tiene en cuenta la selectividad) y el modelo de duración-selección. Se presentan también modelos completos para hombres y mujeres por separado.

La primera especificación del modelo «naif» verifica si la diferencia de género en la edad de jubilación se debe a la posición de clase de las mujeres y a su situación familiar. Esto demuestra que la tasa de riesgo de las mujeres sigue siendo inferior a la de los hombres cuando se controla la clase y el estado civil<sup>5</sup>. Incluso tras controles adicionales para el empleo en el sector industrial y el sector público, la tendencia a la jubilación de las mujeres sigue siendo baja (modelo 2). Con el fin de comprobar si las mujeres trabajan más tiempo que los hombres porque tienen que compensar los paréntesis en su vida laboral relacionados por el cuidado de familiares, el modelo 3 incluye el número de años trabajados. Aquí el efecto de género invierte su signo. Aquellas personas con una vida laboral previa a los 50 años más larga se jubilan más tempranamente, pero si se controlan las carreras femeninas más breves el efecto del género se intercambia. En otras palabras, la jubilación tardía de las mujeres es una consecuencia de que sus vidas laborales sean más cortas. Dado que muchas mujeres también cuentan con la pensión de sus maridos, este efecto probablemente no apunta únicamente a una necesidad de obtener ingresos adicionales a una edad avanzada. En algunos casos, probablemente también refleja la imposibilidad de disfrutar de una pensión de vejez antes de alcanzar la edad legal de ju-

<sup>5</sup> Los cocientes de riesgo mayor que uno indican una mayor tasa de transición, es decir, jubilaciones prematuras, considerando que ratios menores que uno indican jubilaciones tardías.

FIGURA 1.



bilación a los 65 años. La misma asociación puede observarse en los modelos específicos de género 4 y 5. Para la muestra femenina la tasa de transición instantánea aumenta en un 3,7% por año trabajado. A continuación estudiaremos las conclusiones del modelo de duración-selección, presentado en la parte derecha de la tabla, que analiza en qué medida los efectos de selección conducen a la disparidad de género en el momento de la jubilación. El panel superior de coeficientes muestra que el ingreso a carreras laborales tardías depende en gran medida del nivel de la educación <sup>6</sup>. Existe una

gran diferencia de participación sobre todo entre los encuestados que no han completado la educación primaria y los de educación universitaria. Estos últimos son más propensos a entrar en el grupo de riesgo, seguidos por los encuestados con formación profesional. La menor probabilidad de entrar en la fase de carrera laboral tardía se observa entre las personas que no han alcanzado la educación primaria. Posiblemente debido a la especialización de las tareas en el hogar (Bernardi, 1999), el gradiente de educación es mayor para las mujeres que para los hombres. Las mujeres españolas de las cohortes analizadas aquí tienen un nivel promedio de educación inferior al de los hombres.

En cuanto a los resultados del modelo de duración-selección, llama la atención que las

<sup>6</sup> Porcentajes superiores a uno implican una mayor propensión a llevar carreras laborales tardías, condición para ser incluido en la muestra para el análisis de duración del momento de jubilación.

TABLE 2 Modelo Weibull de supervivencia «naif» y Modelo Weibull de duración-selección: Edad de jubilación

Selección	Modelo de supervivencia «naif»					Modelo de duración-selección						
	Ambos sexos		Sólo hombres		Sólo mujeres		Ambos sexos		Sólo hombres		Sólo mujeres	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo S1	Modelo S2	Modelo S3	Modelo S4	Modelo S5	Exp(b)	
Educación - Ref.: Inf. a educ. primaria	—	—	—	—	—	1,211***	1,212**	1,210**	1,208***	1,208***	1,154***	
Educación primaria	—	—	—	—	—	1,399***	1,402***	1,400***	1,199***	1,199***	1,455***	
Formación profesional	—	—	—	—	—	1,260***	1,261***	1,266***	1,142***	1,142***	1,249***	
Educación secundaria	—	—	—	—	—	1,652***	1,651***	1,644	1,376***	1,376***	1,808***	
Educación terciaria	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
Duración	0,797***	0,916	1,321***	—	—	0,736***	0,883*	1,261***	—	—	—	
Mujer	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
Clase soc. (ESeC) - Ref.: Trab. no cualificados	0,483**	0,437***	0,426***	0,456***	0,161***	0,424***	0,371***	0,444***	0,364***	0,364***	0,142***	
Clase de servicio nivel alto	1,031	1,056	1,015	0,91	1,243	1,099	1,15	0,977	0,921	0,921	1,367	
Clase de servicio nivel inferior	0,896	0,872	0,883*	0,864	0,987**	0,919	0,884	0,846*	0,806	0,806	0,761	
Ocupaciones intermedias	0,599**	0,587***	0,582**	0,567***	0,642**	0,573***	0,545***	0,628**	0,497**	0,497**	0,660**	
Autónomos y pequeños propietarios	0,724***	0,856*	0,824**	0,848	0,742*	0,739***	0,778	0,895	0,915	0,915	0,660**	
Agricultores	1,072	1,058	1,044	1,241*	0,876	1,129	1,11	1,045	1,327**	1,327**	0,946	
Servicios/Comercio de nivel bajo	1,082	0,953	0,968	0,054	1,034	1,172*	1,012	1,018	1,008	1,008	1,058	
Trabajadores manuales cualificados	—	1,597***	1,559***	1,614***	1,354*	—	2,009**	1,578***	1,689***	1,689***	1,952**	
Sector público	—	—	1,034***	1,031***	1,037***	—	—	1,029***	1,034***	1,034***	1,045***	
Años trabajados (a la edad de 50)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
Estado civil - Ref.: Casado/a	1,059	1,078	1,029	1,102	0,92	1,088	1,104	1,034	1,098	1,098	0,956	
Divorciado/a	0,937	0,986	1,016	0,954	1,154	0,934	0,987	1,023	0,896	0,896	1,274	
Viudo/a	0,89	0,931	0,941	0,936	0,959	0,767**	0,803*	0,893	0,827	0,827	0,916	
Soltero/a	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
Sector - Ref.: Industria tradicional	—	0,619***	0,608***	0,657***	0,457***	—	0,525***	0,631***	0,565***	0,565***	0,370***	
Agricultura	—	1,483***	1,455***	1,668***	0,902	—	1,595***	1,357***	1,862***	1,862***	0,829	
Industria pesada	—	0,951	0,998	1,076	0,828	—	0,94	1,001	1,129	1,129	0,736	
Otras industrias	—	0,711***	0,731**	0,84	0,424	—	0,646***	0,745**	0,776	0,776	0,412	
Construcción	—	0,738**	0,755**	0,835	0,522**	—	0,720*	0,802**	0,842	0,842	0,446***	
Comercio, Transporte, Hostelería	—	0,677**	0,750*	0,826	0,540*	—	0,604*	0,751**	0,767	0,767	0,447***	
Servicios de empresa	—	0,428***	0,465***	0,545***	0,312**	—	0,311***	0,470***	0,513***	0,513***	0,179**	
Servicios sociales	—	0,560***	0,599***	0,756*	0,370**	—	0,502**	0,647***	0,712*	0,712*	0,296***	
Servicios de consumo	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
p (Dependencia de duración)	1,9025	1,9328	1,9619	1,9572	1,9883	27,7524	28,7110	20,8028	30,0202	30,0202	28,7833	
rho (Correlación de errores)	—	—	—	—	—	-0,1899	-0,1876	-0,2500	-0,2213	-0,2213	-0,1758	
AIC	213,647,102	209,491,627	204,253,007	140,673,375	62,651,084	1,179,059,815	1,173,139,215	1,166,575,967	699,484,481	699,484,481	433,472,088	
BIC	213,647,189	209,491,775	204,253,161	140,673,513	62,651,208	1,179,059,976	1,173,139,454	1,166,576,213	699,484,697	699,484,697	433,472,310	
Sujetos	6,163	6,163	6,163	4,063	2,100	36,652	36,652	36,652	16,412	16,412	20,240	
N incluido en análisis de duración-selección	6,163	6,163	6,163	4,063	2,100	6,163	6,163	6,163	4,063	4,063	2,100	
Eventos	2,426	2,426	2,426	1,696	730	2,426	2,426	2,426	1,696	1,696	730	

Fuente: EPA 2006, elaboración propia.

Nota: \* p &lt; 0,1, \*\* p &lt; 0,05, \*\*\* p &lt; 0,01.



tasas de riesgo estimadas apenas cambien respecto a los resultados del modelo «naif». Los efectos de clase social en el *timing* de jubilación son prácticamente idénticos y también las conclusiones relativas a todas las demás covariables permanecen sustancialmente inalterables. Y lo más importante, el efecto de género apenas se modificó teniendo en cuenta la autoselección en una carrera laboral tardía. Era de esperar que el cociente de riesgo estimado para las mujeres aumentara en comparación al modelo «naif». Dado que muchas mujeres inactivas tienen bajos niveles educativos, y teniendo en cuenta la selectividad, debería dar lugar a una jubilación más temprana de las mujeres. Sin embargo, los resultados de la especificación del primero de los dos modelos más bien indican lo contrario.

También vale la pena mencionar las estimaciones del parámetro *rho*, que indica la correlación de errores entre la selección y la ecuación de duración. En todas las especificaciones del modelo encontramos una fuerte correlación negativa entre los términos de error de ambas ecuaciones. Esto sugiere la existencia de al menos un factor no observado que está positivamente relacionado con el empleo a una edad avanzada y negativamente con la tasa de jubilación. Este resultado es razonable ya que demuestra una homología entre los procesos de salida de la vida laboral antes y después de los 58 años. Factores vinculados al fomento del empleo a esa edad hacen aumentar también su conservación a partir de esa edad. Que la correlación de errores alcance el umbral inferior únicamente una vez subraya la validez de los resultados<sup>7</sup>.

En síntesis, el análisis empírico confirma la presencia de un proceso de selección que, no obstante, no altera los resultados del modelo de duración. Considerando la magnitud

del efecto de selección basado en la educación, se podrían esperar cambios más importantes en las estimaciones de riesgos. Sin embargo, los resultados del modelo de duración-selección indican inequívocamente que el proceso de selección no afecta significativamente a los factores de riesgo relacionados con una temprana salida del trabajo. Por lo tanto, la extensión de la vida laboral se manifiesta como la variable mediadora más importante para explicar la diferencia entre el *timing* de jubilación de hombres y mujeres.

## CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado el gradiente de género en los procesos de jubilación en España. Se ha prestado especial atención a los posibles efectos de selección, con el fin de explicar el sorprendente hecho de que la edad media de jubilación de las mujeres sea superior a la de los hombres, a pesar de unas inferiores tasas de empleo femeninas. Hasta la fecha, dichos procesos de selección en la investigación sobre jubilación habían sido en gran parte ignorados.

Para comprobar la influencia del efecto composicional y de selección en un marco de análisis de supervivencia se han utilizado los datos de un módulo especial sobre jubilación incluido en la EPA 2006. Los resultados confirman que «en promedio» las mujeres se jubilan más tarde que los hombres. Los modelos de Weibull multivariantes mostraron que la variable clave para explicar esta discrepancia de género es el número de años trabajados. Una vez que se controla por la duración de las vidas laborales previas, las mujeres presentan una tendencia más acusada que los hombres a abandonar la carrera laboral. Esto apunta a que las bajas pensiones y la falta de elegibilidad para la jubilación anticipada en el sistema público de pensiones son determinantes esenciales del momento de jubilación femenino. En otras palabras, las mujeres en España se ju-

<sup>7</sup> El intervalo tolerado se encuentra entre 0,25 y -0,25 (Boehmke, Morey y Shannon, 2006).

bilan tardíamente porque económicamente no pueden permitirse jubilarse tan pronto como los hombres.

La hipótesis de que la autoselección da además forma a las diferencias de género en el *timing* de jubilación se examinó haciendo uso de un modelo de duración-selección de la salida laboral. Los resultados fueron heterogéneos. Por un lado, señalan que efectivamente existe un fuerte proceso de selección en base a la educación determinando la participación laboral una vez sobrepasados los 50 años. Además, el hecho de que este gradiente educativo sea manifiestamente más fuerte entre las mujeres que entre los hombres confirma la noción de autoselección de la jubilación femenina. Por otra parte, los modelos de ecuaciones simultáneas no apoyan la hipótesis de que la jubilación más tardía de las mujeres se debe a la selección positiva. Según las estimaciones, el proceso de selección apenas afecta a los resultados del modelo de duración de jubilación. La forma en que el género y otras características socioeconómicas influyen en el *timing* de la jubilación parece ser independiente de cualquier autoselección en el trabajo. Ante este resultado, en principio contraintuitivo, se hace necesaria una investigación más profunda. Modelar el proceso de selección explícitamente usando ecuaciones simultáneas es una innovación metodológica prometedora en el área de investigación de la jubilación, pero para corroborar los hallazgos presentados aquí se requieren evidencias adicionales, incluyendo el uso de métodos alternativos (por ejemplo, estimadores bietápicos).

Desde un punto de vista de igualdad de género, el hecho de que las mujeres a menudo no puedan jubilarse tan pronto como los hombres por razones económicas es sin duda inquietante. Hay una necesidad urgente de conocer mejor la transición femenina a la jubilación ya que un porcentaje cada vez mayor de mujeres permanece empleado continuamente a lo largo de toda su vida o bien busca una segunda carrera laboral reincorporándose

se tras el cuidado de los hijos. Los enormes cambios producidos en las biografías laborales a través de las diferentes cohortes, en España incluso más aún que en otros países europeos, obligan a tomar una perspectiva del ciclo vital para el análisis de la jubilación femenina. Para comprender acertadamente las consecuencias de la reforma de pensiones sobre los ingresos de las mujeres en edad avanzada, la investigación debe identificar las fuentes de la estratificación social en los procesos de jubilación. Abordar el tema de la autoselección podría significar un importante paso hacia delante en esta dirección.

## BIBLIOGRAFÍA

- Anxo, Dominique, Colette Fagan, Immaculada Cebrian y Gloria Moreno (2007): «Patterns of Labour Market Integration in Europe – A Life Course Perspective on Time Policies», *Socio-Economic Review*, 5: 233–260.
- Bernardi, Fabrizio (1999): «Does the Husband Matter?: Married Women and Employment in Italy», *European Sociological Review*, 15 (3): 285–300.
- Blossfeld, Hans-Peter, Sandra Buchholz y Karin Kurz (Eds.) (2011): *Aging populations, globalization and the labor market: Comparing late working life and retirement in modern societies*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Boehmke, Frederick J., Daniel S. Morey y Megan Shannon (2006): «Selection Bias and Continuous-Time Duration Models: Consequences and a Proposed Solution», *American Journal of Political Science*, 50 (1): 192–207.
- Bytheway, Bill (2005): «Ageism», en M. Johnson (ed.), *The Cambridge Handbook of Age and Ageing*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Dahl, Svann-Age, Oivind Anti Nilsen and Kjell Vaage (2003): «Gender Differences in Early Retirement Behaviour», *European Sociological Review*, 19 (2): 179–198.
- Ebbinghaus, Bernhard (2006): *Reforming early retirement in Europe, Japan, and the USA*, Oxford: Oxford University Press.
- Garrido, Luis (1992): *Las Dos Biografías de la Mujer en España*, Madrid: Ministerio de Asuntos Sociales/Instituto de la Mujer.

- y Elisa Chuliá (2005): *Ocupación, Formación, y el Futuro de la Jubilación en España*, Madrid: Consejo Económico y Social.
- Gendell, Murray y Jacob Siegel (1992): «Trends in Retirement Age by Sex, 1950-2005», *Monthly Labor Review*, July 1992: 22–29.
- Ginn, Jay y Sara Arber (1993): «Pension Penalties: The Gendered Division of Occupational Welfare», *Work, Employment & Society*, 7 (1): 47–70.
- y — (1996): «Patterns of Employment, Gender and Pensions: The Effect of Work History on Older Women's Non-State Pensions», *Work, Employment & Society*, 10 (3): 469–490.
- Han, Shin-Kap y Phyllis Moen (1999): «Clocking Out: Temporal Patterning of Retirement», *American Journal of Sociology*, 105 (1): 191–236.
- Jefferson, Therese (2010): «Women and retirement pensions: A research review», *Feminist Economics*, 15(4): 115–145.
- Kim, Jungmeen E. y Phyllis Moen (2002): «Retirement Transitions, Gender, and Psychological Well-Being: A Life-Course, Ecological Model», *The Journals of Gerontology: Social Sciences*, 57B: 212–222.
- Kohli, Martin y Martin Rein (1991): «The Changing Balance of Work and Retirement», en M. Kohli, M. Rein, A.-M. Guillemard y H. Van Gunsteren (eds.), *Time for Retirement*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Maté García, Jorge Julio, Luis Ángel Nava Antolín y Juan Carlos Rodríguez Caballero (2002): «La segregación ocupacional por razón de sexo en la economía española, 1994-1999», *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 36: 79–94.
- Moreno Mínguez, Almudena (2005): «Empleo de la mujer y familia en los regímenes de bienestar del sur de Europa en perspectiva comparada: permanencia del modelo de varón sustentador», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 112: 131–163.
- OECD (2002): *Employment Outlook 2002*, París: OECD.
- Pérez Ortiz, Lourdes. (2006). *La estructura social de la vejez en España*, Madrid: Instituto de Mayores y Servicios Sociales.
- Radl, Jonas (2010): «Salida del mercado de trabajo y estratificación social. Los determinantes de la edad de jubilación en España», *Panorama Social*, 11: 163–180.
- y Fabrizio Bernardi (2011): «Pathways into Retirement and Old-Age Inequality in Spain», en H.-P. Blossfeld, S. Buchholz y K. Kurz (Eds.), *Aging Populations, Globalization and the Labor Market: Comparing Late Working Life and Retirement in Modern Societies*, Cheltenham: Edward Elgar.
- (2012): «Too Old to Work, or Too Young to Retire? The Pervasiveness of Age Norms in Western Europe», *Work, Employment & Society*, 26 (5): 755–771.
- (en prensa): «Labour Market Exit and Social Stratification in Western Europe: The Effects of Social Class and Gender on the Timing of Retirement», *European Sociological Review*.
- Rose, David y Eric Harrison (2007): «The European Socio-economic Classification: A New Social Class Schema for Comparative European Research», *European Societies*, 9 (3): 459–490.
- Ruhm, Christopher (1996): «Gender Differences in Employment Behaviour During Late Middle Age», *The Journals of Gerontology: Social Sciences*, 51B(1): 11–17.
- Wu, Lawrence (2003): «Event History Models for Life Course Analysis», en J. Mortimer y M. Shanahan (eds.), *Handbook of the Life Course*, Nueva York: Kluwer.

**RECEPCIÓN:** 17/10/2011

**REVISIÓN:** 24/07/2012

**APROBACIÓN:** 11/01/2013

