

## PRESENTATION

**LAURA HOSPIDO**<sup>a</sup>

<sup>a</sup> *Bank of Spain, DG Economics and Statistics, Microeconomic Analysis Division, c/ Alcalá, 48, 28014 Madrid, Spain. E-mail: laura.hospido@bde.es*

Gender Economics focuses at the reasons why there are differences between men and women in economic variables such as education, wages, income, hours of work, rates of poverty, leisure, and other variables commonly used by economists to measure welfare. The economic analysis is a useful approach to address these issues, offering both a theoretical framework for the study and statistical tools to support the evaluation of policies in favor of gender equality or other actions that may affect specifically to each group. Moreover, nowadays we have multiple data sources that allow us to have comparable information between countries on gender inequalities in many variables (see for example the OECD Gender Data Portal).<sup>1</sup>

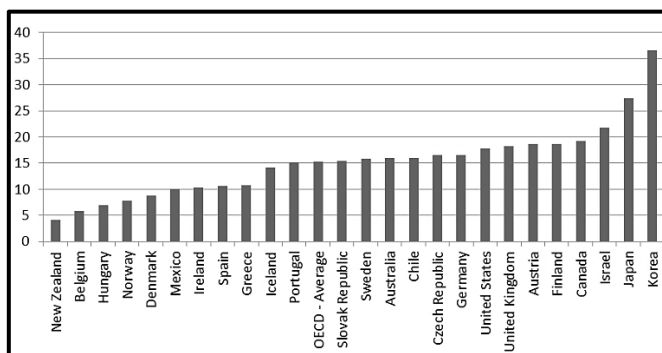
The relative situation of Spain in the international arena regarding the differences between men and women varies depending on the topic. For instance, in terms of the graduation rate Spanish figures are similar to the OECD average and -as in other countries- also in Spain the presence of women in technical degrees (science, technology and mathematics) is still low. In the labor market, the participation rate of women activity in Spain has undergone a radical change since the late seventies. Since then, women have been incorporated gradually and continuously to the labor market, so that the female participation rate has risen from just over 30% in 1977 to almost 60% in 2004 and 70 % in 2013. Indeed, at the mid-90s Spain had participation rates for women 12 percentage points lower than the OECD average while any differential has disappeared since 2008. Also the wage gap in Spain is in the lower range of all OECD countries, being slightly more than 10% (see Figure 1 for 2011). However the temporary and unemployment rates remain higher for women in Spain

---

<sup>1</sup> For the Spanish case also see the report *Women and Men in Spain* of the Spanish National Statistics Institute or the *Statistics Bulletin Women in Facts and Figures* of the Spanish Institute of Women.

(although gender gaps have narrowed with the latest economic crisis). Finally, the presence of women in decision-making institutions, such as the board of directors on a company or the Parliament, remains extremely low. According to the OECD, among the 27 countries of the EU only 25% of business owners with employees are women. Besides this low participation of women it has increased only marginally over the past decade. In Spain the percentage of managerial positions held by women is around 32%, while only 4% of women are board members.

**Figure 1**  
Gender wage gap (2011)



Source: OCDE.

In any case, the research agenda of Gender Economics encompasses many aspects beyond the traditional study of the wage gap between men and women and this monograph, and the references cited in the articles that it contains, are the best proof of that. In fact, the increase in female labor participation rate in most industrialized countries has been accompanied by significant changes not only in the labor market but also in the population and patterns of formation and organization of the families themselves. The nine articles that make up this monograph provide a broad overview of the research being conducted in the field of Economics of Gender and the Family. The three invited contributions reviewed particularly innovative aspects such as: (i) the emergence of a significant number of couples of the same sex and the legalization of marriages between persons of the same sex; (ii) gender differences in living arrangements of the youth; and (iii) the use of periods of leave exclusively reserved for fathers as a useful tool to promote their participation in family tasks and facilitate the advancement of women in professional careers. The last two works offer a comparative at the international level, while the former uses data for the US. Of the remaining six papers included in the monograph, four of them use Spanish data (one in combination with comparable OECD data for several countries), and the remaining two data for Italy and Mexico, respectively. These studies

address varied and relevant issues as gender differences in the results of the PISA test, the gender pay gap, occupational segregation, the presence of women in management positions and the implications on the workforce pay, the gender gap on the risk of poverty and inequality in the pensions received by those over 65 years.

Although a brief summary of each of these contributions is included next, I would like to encourage the reader to enjoy the full reading of every article.

Sonia Oreffice's contribution entitled "Sexual Orientation and Marriage" uses the most recent data from the American Community Survey (2012-2013) to analyze the extent to which household formation decisions and -in particular- the decision to be legally married instead of cohabiting for gays and lesbians are similar to those of heterosexual couples. The study shows that members of the gay couples exhibit greater specialization and are less similar than in lesbian couples, while marriages of gay and lesbian couples are more similar to each other than those who cohabit, in terms of higher income differentials labor among lesbians, and similarities in education levels among gays. The educational level does not increase the probability of marriage for same-sex couples, while is positively related for heterosexual couples. Lesbian couples are similar to heterosexual couples in terms of the negative relationship between educational level and number of children. Having additional waves of data in the coming years will allow to further develop the understanding of the selection and stability of marriage between gay and lesbian couples, including their patterns of divorce, compared to heterosexual couples .

Also linked to the field of household formation, the contribution of Effrosyni Adamopoulou entitled "Living Arrangements of the Youth: Determinants and Gender Differences" reviews the most recent literature on patterns of co-residence of young people with special emphasis on differences gender. Specifically emancipation refers to the decision of young adults about to live with their parents or not. Emancipation is the first step in the transition to adulthood and can affect the age at entry of young people into the labor market, and other decisions such as fertility or labor and geographical mobility. But, what determines that youth leave the nest? In addition to different cultural norms in different countries, socioeconomic status (usually measured by educational level and income of the family of origin) is a major determinant of living arrangements of young people. Regional differences in wages and employment rates also play a role. Specifically, higher wages and higher employment rates are associated with a lower likelihood of living with parents. Since leaving home often coincides with the transition to homeownership, housing and the credit market conditions will also be decisive. Thus, high housing prices and limited access of young people to the mortgage debt are important factors behind the co-residence with parents. Despite the differences

between countries, a common feature in all of them is the gender gap: younger women tend to emancipate more than young men, both in the countries of northern and southern Europe, and in Australia, Canada, US, UK, China, Japan and South Korea. To some extent, this behavior reflects the difference in the average age at marriage for women and men. Leaving parental home is often a joint decision of two young adults who leave their homes to form a new home. The literature shows that the determinants of the probability of emancipation also differ for men and women when the decision is taken jointly. Also there exists evidence that women tend to be more responsive than men to the social norms. For this reason, it is vital that gender differences are taken into account by policy makers in the design of measures to improve youth emancipation.

While there has been a steady increase in the labor participation of women, it has also taken place a persistent decline in fertility rates. In addition, women must now find ways to reconcile work and family because even when they work women continue to make more than half of the housework and to spend two to four times more time caring for children than men. In this context, the contribution of Lidia Farré entitled "Parental Leave Policies and Gender Equality: A Survey of the Literature" argues that parental leave may have an important role in order to eliminate gender differences that still exist in the labor market. The review of the literature suggests that, on the one hand, an extension of maternity leave tends to increase female participation in the labor market in exchange for lower wages, fewer women in high-skilled occupations and a more traditional division of tasks within of home. On the other hand, paternity leave reserved exclusively to men is proposed as a useful tool to promote their participation in family tasks and facilitate the advancement of women in professional careers instrument. The article concludes with a review of parental leaves in different countries and their impact on gender inequality.

Gender differences in education are especially relevant, because - if any - that gap tends to persist over time. The contribution of Ainara González de San Román and Sara de la Rica entitled "Gender Gaps in PISA Test Scores: The Impact of Social Norms and the Mother's Transmission of Role Attitudes" studies the existence of a gender gap in results of the PISA school tests. In particular, it turns out that girls obtain on average lower (higher) grades in math (reading) in most countries participating in the evaluation program. The authors document that the differences in culture and social norms among countries and between regions within the same country are important factors for understanding gender differences in the results of PISA 2009: girls do relatively better in societies where there is greater gender equality. In addition, they find substantial evidence of intergenerational transmission of gender roles within the family, especially from mother to daughter, with the relative performance of girls better relative to boys in families where the mother is actively involved in the labor market.

Meanwhile, the contribution of Chiara Gnesi, Stefano de Santis and Stefania Cardinaleschi entitled “The Gender Pay Gap in Italy: Some Evidence on the Role of Decentralized Collective Bargaining” aims to contribute to the extensive literature on the gender pay gap using data collected by the Italian Institute of Statistics with the Structural Earnings Survey (SES) in 2002, 2006 and 2010. These data show that the gender pay gap ranges from 13 % in 2010 to 14% in 2002 and 2006; which means that in all the years considered men earn more than women, regardless of individual, job and firm characteristics. On the institutional side, despite regulations have tended to increase the role of decentralized collective bargaining, the system has not been able to decrease the wage gap in a remarkable way. In fact, the results show that the wage differential is lower in the absence of collective bargaining decentralized (12.2 %) than with it (16.7 %). Therefore, the authors suggest that a mix of policies that take into account both human capital and institutional factors could represent a better way to address the problem and contribute to increasing the efficiency of distribution policies.

Another classical area of research within labor economics is the unequal concentration of men and women in different occupations. In this line, the contribution of Leire Aldaz Odriozola and Begoña Eguía Peña entitled “Occupational Segregation by Sex in Spain and in the Basque Country. A Cohort Analysis” (only available in Spanish) performs a two-dimensional study of occupational segregation for Spain and the Basque Country, considering both gender and age as sources of inequality. Using microdata from the Labor Force Survey (EPA, in Spanish) for 2002 and 2014, the authors found that among women the intensity of segregation is accentuated as age increases, while older men happen to be more equally distributed in the occupational ladder. The study also shows that despite increasing female participation in the labor market and the fact that changes in the occupational structure have induced a decrease in the gender differences, the level of segregation observed in 2014 is similar to that in 2002, both in the Basque Country and in Spain. In this sense, further research is needed to study the causes for the continuous concentration of women in certain occupations. To the extent that this concentration is due to only certain occupations offer better working conditions in terms of flexibility and options for reconciling work and family life, public policy should aim to generalize these conditions among the rest.

The contribution of Pedro Jesús Vega Catena, Rosa Santero Sánchez, Belén Castro Núñez and Nuria Elena Gómez Gómez entitled “Women Directors, Critical Mass and Gender Wage Gap. Evidence for Spain” (only available in Spanish) analyzes the influence of women's participation in the management of companies on the average gender wage gap, using the Oaxaca - Blinder methodology, as well as along the wage distribution, through quantile regressions. The null hypothesis is that firms with more women in leadership positions will present lower gender wage discrimination, differentiating companies based on the existence of a

critical mass of directives higher than 30%. The results confirm the hypothesis but only for workers who are not managers. As regards the analysis of the behavior of wages throughout the wage distribution, the first conclusion to note is that the pay gap increases as do wages, although different patterns are observed. While in the group of managers a constantly growing wage inequality from the first to the last percentile is observed, in the group of non-managers that gradual growth is observed only in companies with the highest percentage of female managers. In any case, these results show that there is still much work to do to better understand why and how a greater presence of women in positions of decision making (for example, by imposing quotas) can help to reduce the gender pay gap.

The last two contributions focused on females as a group particularly vulnerable to the risk of poverty, in terms of a higher propensity of being excluded from the labor market due to the cyclical evolution of the macro economy, or -especially in the case of the elderly- due to the impossibility of accumulating enough benefits throughout the working life to enjoy a proper retirement pension.

First, the contribution of Olga Cantó, Inmaculada Cebrián and Gloria Moreno entitled “The Gender Poverty Gap During the Great Recession in Spain” (only available in Spanish) studies the evolution of the difference in the risk of poverty and exclusion from employment of men and women in the most recent years of deep economic crisis in Spain. The main objective of this study is to analyze whether the poverty gap and its evolution is different for women and men of different age groups. To do this, the authors decompose by gender and age group different risk indicators of living in poor households, families without income (extremely poor) and households with all members unemployed, using data from the European Survey of Living Conditions (EU-SILC) and the Spanish Labor Force Survey (EPA). The results indicate that the difference in the incidence of poverty between men and women has narrowed from 2007 to 2013. This reduction of the gender gap is related, first, to the relative improvement in the income of individuals located just below the poverty line before the recession and, second, the falling value in euros experienced by the poverty line between 2007-2013 due to the widespread drop in income in this period. In fact, the evolution of the gender gap on poverty risk is closely linked to changes in the distribution of income of women aged more than 65 years. These women, many of them recipients of a widow’ pension, have seen their income levels - less vulnerable to the economic cycle - in a better relative position today than in 2007. In contrast, for active women in working age the economic crisis in Spain has induced equalization (downwards) in the level of equivalent income of women and men. Finally, the recession has had little effect on the differences at the risk of poverty of younger women versus men.

Second, the contribution of Marissa R. Martínez-Preece, Mairem Henaine-Abed and Carlos Zubietta-Badillo entitled “Gender Equality in Mexico’s Pension System” (only available in Spanish) discusses various aspects of the situation of women in the context of different pension systems. On the one hand, the authors review gender equality at the international level and the conditions that increase the risk of poverty among the elderly. On the other, they study key aspects of the demographic, labor, family and socio-economic status of women in Mexico that challenged the accumulation of enough resources for retirement during their working lives. Their results for the specific case of Mexico show that the situation of the population over 65 years is precarious, and - in particular - women are exposed to an even higher risk of poverty.

Finally, I would like to emphasize that high quality research in the field of Gender Economics is needed to increase awareness about the existence of gender differences -rigorously measured- and to design and evaluate policies aimed at the internationally agreed goal of improving the situation of women in all spheres of society.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> In fact, with the aim of contributing to the advancement of this research area of Economics and promote the role of women in the economic profession, the Spanish Economic Association created the Committee on the Situation of Women in Economics (COSME ) in December of 2006. This committee is the Spanish equivalent of other international organizations, such as Women in Economics (Wine) of the European Economic Association, The Committee on the Status of Women in the Economics Profession (CSWEP) of the American Economic Association, or the Committee for Women in Economics (CWE) of the Royal Economic Society. More information is available on the website of the committee.

# PRESENTACIÓN

**LAURA HOSPIDO**<sup>a</sup>

<sup>a</sup> *Banco de España, DG Economics and Statistics, Microeconomic Analysis Division, c/ Alcalá, 48, 28014 Madrid, España. E-mail: laura.hospido@bde.es*

La economía de género estudia las razones por las que hay diferencias entre hombres y mujeres en variables económicas tales como el nivel educativo, los salarios y renta, las horas de trabajo, las tasas de pobreza, el tiempo de ocio, y otras habitualmente empleadas por los economistas para medir bienestar. El análisis económico representa una aproximación útil a esta problemática, pues ofrece tanto un marco teórico de estudio como herramientas estadísticas que permiten fundamentar la evaluación de políticas a favor de la igualdad entre sexos u otras actuaciones que pueden afectar de manera específica a cada grupo. Además, en la actualidad, están disponibles varias fuentes de datos que nos permiten disponer de información comparable entre países sobre desigualdades de género en multitud de variables (véase, por ejemplo, el *Gender Data Portal* de la OCDE)<sup>3</sup>.

La situación relativa de España en el ámbito internacional, en cuanto a las diferencias entre hombres y mujeres, varía en función del aspecto en el que nos fijemos. Así, por ejemplo, en términos de la tasa de graduación en estudios universitarios nuestros números son similares a la media de la OCDE y, al igual que en el resto de países, también en España la presencia de mujeres en carreras técnicas (ciencia, tecnología y matemáticas) es aún baja. En el mercado de trabajo, la tasa de actividad femenina en España ha experimentado un cambio radical desde finales de los años setenta. Desde entonces las mujeres se han incorporado de forma gradual y continua al mercado laboral, de manera que su tasa de actividad ha pasado de poco más de un 30% en el año 1977 hasta alcanzar casi el 60% en 2004 y el 70% en 2013. Así, si a mediados de los 90 partíamos de tasas de participación para las mujeres hasta 12 puntos porcentuales inferiores a las de la media de la OCDE, ese diferencial ha desaparecido desde 2008. También la brecha salarial en España se sitúa en el rango inferior dentro del conjunto de países de la OCDE, ligeramente superior al 10% (véase Figura 1

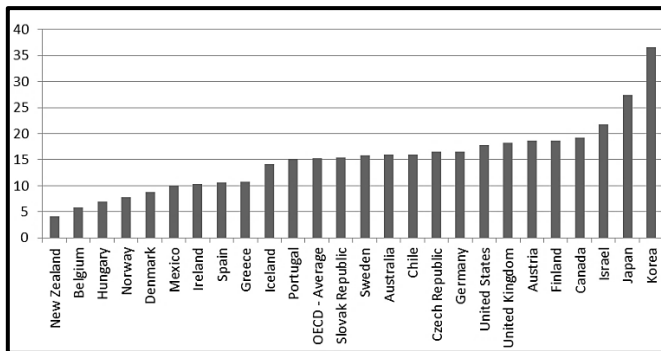
---

<sup>3</sup> Para el caso español véase también la publicación del INE Mujeres y hombres o el Boletín Estadístico Mujeres en cifras del Instituto de la Mujer y para la Igualdad de Oportunidades.



para el año 2011). Sin embargo las tasas de temporalidad y desempleo continúan siendo mayores para las mujeres en España (aunque los márgenes por sexos se han estrechado con la última crisis económica). Por último, la presencia de mujeres en órganos de decisión, como los consejos de administración de las empresas o las Cortes Generales, sigue siendo extremadamente baja. Según datos de la OCDE, en los 27 países de la UE sólo el 25% de los propietarios de negocios con empleados son mujeres. Además esta baja participación de las mujeres ha crecido sólo marginalmente en la última década. En España el porcentaje de puestos directivos ostentados por mujeres es alrededor de un 32%, mientras que solo un 4% de mujeres forma parte de consejos de administración.

**Figura 1**  
Brecha salarial por género (2011)



Fuente: OCDE.

En cualquier caso, la agenda investigadora de la Economía de Género abarca multitud de aspectos más allá del tradicional estudio de las diferencias salariales entre hombres y mujeres y este monográfico y la multitud de referencias citadas en los artículos que contienen son buena prueba de ello. De hecho, el incremento de la tasa de participación laboral femenina en la mayoría de países industrializados ha venido acompañado de cambios significativos no sólo en el mercado de trabajo, sino también en la población y en los patrones de formación y organización de las propias familias. Así, los nueve trabajos que conforman este monográfico ofrecen una visión amplia de la investigación que se están llevando a cabo en el ámbito de la Economía de Género y de la Familia. Las tres contribuciones invitadas repasan aspectos particularmente novedosos como son: (i) la aparición de un número importante de parejas del mismo sexo y la legalización de los matrimonios entre estas personas; (ii) las diferencias por sexos en los patrones de emancipación de los jóvenes; y (iii) los permisos de paternidad reservados exclusivamente a los hombres como un instrumento útil para impulsar su participación en las tareas familiares y facilitar el progreso de las mujeres en la carrera profesional. Los dos últimos trabajos ofrecen una visión comparada a nivel

internacional, mientras que el primero utiliza datos para Estados Unidos. De los restantes seis trabajos incluidos en el monográfico, cuatro utilizan datos españoles (uno de ellos además combinándolos con datos de la OCDE comparables para varios países), y otros dos datos para Italia y para México. Estos estudios abordan temas variados y tan relevantes como las diferencias de género en los resultados de las pruebas PISA, la brecha salarial de género, la segregación laboral, la presencia de mujeres en puestos directivos y sus implicaciones sobre los salarios de la plantilla, el diferencial por sexos en el riesgo de pobreza o las diferentes pensiones recibidas por los mayores de 65 años.

Aunque a continuación se incluye un breve resumen de cada una de estas aportaciones, quisiera animar al lector a la lectura completa de todos los trabajos.

La contribución de Sonia Orefice titulada “Orientación sexual y Matrimonio” utiliza los datos más recientes de la American Community Survey (2012-2013) para analizar en qué medida las decisiones de formación de hogar y -en particular - la decisión de estar legalmente casados frente a cohabitar para gays y lesbianas son similares a las de las parejas heterosexuales. El estudio muestra que los miembros de las parejas gay exhiben una mayor especialización y son menos similares que en las parejas lesbianas, mientras que los matrimonios de parejas gays y lesbianas son más similares entre sí que las que cohabitan, en términos de los diferenciales de ingresos laborales entre las lesbianas y los niveles de educación entre gays. Además, el nivel educativo no aumenta con la probabilidad de contraer matrimonio para parejas del mismo sexo, mientras que está positivamente relacionado para las parejas heterosexuales. Las parejas lesbianas son similares a las parejas heterosexuales por lo que refiere a la relación negativa entre su nivel educativo y el número de hijos. Disponer de olas adicionales de datos en los próximos años permitirá seguir desarrollando la comprensión de la selección y estabilidad del matrimonio entre las parejas de gays y lesbianas, incluso sus patrones de divorcio, frente a las parejas heterosexuales.

También vinculada al ámbito de la formación de hogares, la contribución de Effrosyni Adamopoulou titulada “Patrones de convivencia de los jóvenes: Determinantes y diferencias por sexos” revisa la literatura más reciente sobre patrones de co-residencia de los jóvenes con sus padres, haciendo un énfasis especial en las diferencias de género. Concretamente la emancipación se refiere a la decisión de los adultos jóvenes sobre seguir viviendo con sus padres o no. Emanciparse supone por tanto el primer paso en la transición a la edad adulta y retrasar dicha decisión puede afectar a la edad de entrada de los jóvenes en el mercado laboral, a la fertilidad y a la movilidad geográfica o laboral. Pero, ¿de qué depende que los jóvenes se emancipen? Además de las diferentes normas culturales en distintos países, el nivel socioeconómico (habitualmente medido a través del nivel educativo y los ingresos de la familia de origen) es uno de los principales de-

terminantes de los patrones de convivencia de los jóvenes. Las diferencias regionales en salarios y tasas de empleo también juegan un papel importante. En concreto, salarios y tasas de empleo más elevadas se asocian con una menor probabilidad de vivir con los padres. Dado que dejar el hogar paterno a menudo coincide con la transición a la vivienda propia, las condiciones del mercado de la vivienda y de crédito serán también determinantes. Así, los altos precios de la vivienda y el limitado acceso de los jóvenes a la deuda hipotecaria son factores importantes en el retraso de la edad de emanciparse. A pesar de las diferencias entre países, una característica común en todos ellos es la brecha de género: las mujeres jóvenes tienden a emanciparse antes que los hombres jóvenes, tanto en los países del norte y del sur de Europa, como en Australia, Canadá, EEUU, Reino Unido, China, Japón o Corea del Sur. En cierta medida, este comportamiento refleja la diferencia en la edad media en el matrimonio entre mujeres y hombres. Salir de casa de los padres es en muchos casos una decisión conjunta de dos adultos jóvenes que salen de sus respectivos hogares para formar un nuevo hogar. La literatura muestra que los determinantes de la probabilidad de emanciparse también difieren para hombres y mujeres cuando la decisión es conjunta. Y también existe evidencia de que las mujeres tienden a ajustarse a la norma social más que los hombres. Por este motivo, es fundamental que las diferencias de género sean tenidas en cuenta por los responsables de las políticas en el diseño de medidas que buscan estimular la emancipación de los jóvenes.

Al mismo tiempo que se ha producido un continuo aumento en la incorporación laboral de las mujeres, también ha tenido lugar una persistente disminución en las tasas de fertilidad. Además, las mujeres deben encontrar ahora fórmulas para conciliar trabajo y familia, pues incluso cuando trabajan, continúan haciendo más de la mitad de las tareas del hogar y dedicando entre dos y cuatro veces más tiempo al cuidado de los niños que los hombres. En este contexto, la contribución de Lúdia Farré titulada “Permisos de Paternidad e igualdad de género: Una revisión de la literatura” argumenta que los permisos de paternidad pueden tener un papel importante de cara a eliminar las diferencias de género que aún persisten en el mercado de trabajo. La revisión de la literatura sugiere que una extensión de la baja de maternidad tiende a aumentar la participación femenina en el mercado de trabajo a cambio de salarios más bajos, menor presencia de mujeres en ocupaciones de alta cualificación y una división más tradicional de las tareas dentro del hogar. Por su parte, los permisos de paternidad reservados exclusivamente a los padres se proponen como un instrumento útil para impulsar su participación en las tareas familiares y facilitar el progreso de las mujeres en la carrera profesional. El artículo concluye con una revisión de estos permisos y sus efectos sobre la desigualdad de género.

Las diferencias por sexos en el ámbito educativo son especialmente relevantes, ya que -en caso de existir- esa brecha tiende a perpetuarse en el tiempo. Así, la

contribución de Ainara González de San Román y Sara de la Rica titulada “Brechas de género en los resultados de PISA: El impacto de las normas sociales y la transmisión de roles de género de madres a hijas” estudia la existencia de una brecha de género en los resultados de las pruebas escolares PISA de la OCDE. En particular, se observa que las chicas tienen en promedio un desempeño inferior (superior) a los chicos en matemáticas (lectura) en la mayoría de los países que participan en este programa internacional. Las autoras documentan que las diferencias en la cultura y las normas sociales entre países, y entre regiones dentro de un mismo país, son factores determinantes para entender las diferencias de género en los resultados de PISA 2009: las niñas lo hacen relativamente mejor en sociedades donde existe una mayor igualdad de género. Además, encuentran evidencia sustancial de la transmisión intergeneracional de los roles de género dentro de la familia, especialmente de madres a hijas, siendo el rendimiento relativo de las niñas con respecto a niños mejor en las familias donde la madre participa activamente en el mercado de trabajo.

Por su parte, la contribución de Chiara Gnesi, Stefano de Santis y Stefania Cardinaleschi titulada “La brecha salarial de género en Italia: Algunas evidencias sobre el papel de la negociación colectiva descentralizada” trata de contribuir a la extensa literatura existente sobre la brecha salarial de género mediante el uso de los datos recogidos por el Instituto Italiano de Estadística con la Encuesta de Ingresos Estructural (SES) en los años 2002, 2006 y 2010. Estos datos muestran que la brecha salarial oscila entre el 13 % en 2010 y el 14% en 2002 y 2006; lo que implica que en todos los años considerados los hombres ganan más que las mujeres, independientemente de las características del individuo, del trabajo y de la empresa. Por el lado institucional, a pesar de las reglas normativas que han tendido a incrementar el papel de la negociación colectiva descentralizada, el sistema no ha sido capaz de disminuir la brecha salarial de una manera notable. Así, los resultados muestran que dicho diferencial salarial es menor en ausencia de negociación colectiva descentralizada (12,2 %) que cuando se practica (16,7 %). Por tanto, los autores sugieren que una mezcla de políticas que tengan en cuenta tanto el capital humano como los factores institucionales podría representar una mejor manera de abordar el problema y contribuir a aumentar la eficacia de las políticas de distribución.

Dentro del ámbito laboral, otra área de investigación clásica es la desigual concentración de hombres y mujeres en distintas ocupaciones. Así, la contribución de Leire Aldaz Odriozola y Begoña Eguía Peña titulada “Segregación laboral por género en España y en el País Vasco. Un análisis de cohortes” realiza un estudio bidimensional de la segregación laboral para España y para el País Vasco, considerando el género y la edad como fuentes de desigualdad. Utilizando microdatos de la Encuesta de Población Activa (EPA) para los años 2002 y 2014, las autoras encuentran que entre las mujeres la intensidad de la segregación se acentúa en función de la edad (a mayor edad mayor especialización en determinadas ocupa-

ciones), mientras que los hombres de mayor edad pasan a estar más igualitariamente distribuidos en la escala ocupacional. El estudio muestra también que pese a la creciente participación femenina en el mercado de trabajo y pese a que los cambios producidos en la estructura ocupacional hayan inducido una disminución de las diferencias por género, el nivel de segregación observado en 2014 es similar al manifestado en 2002 tanto en el País Vasco como en el conjunto de España. En este sentido, es necesario seguir investigando sobre las causas que motivan el continuo confinamiento de las mujeres en determinadas ocupaciones. En la medida en que dicha concentración se debe a que sólo esas ocupaciones ofrecen mejores condiciones de trabajo en términos de flexibilidad y opciones de conciliación de la vida laboral y familiar, las políticas públicas deberían ir encaminadas a generalizar estas condiciones al resto.

La contribución de Pedro Jesús Vega Catena, Rosa Santero Sánchez, Belén Castro Núñez y Nuria Elena Gómez Gómez titulada “Participación femenina en puestos directivos y desigualdad salarial. Un análisis en el mercado laboral español” analiza la influencia de la participación femenina en la dirección de las empresas sobre la brecha salarial, tanto en valores medios, utilizando metodología de Oaxaca-Blinder, como a lo largo de la distribución de salarios, a través de regresiones cuantílicas. La hipótesis de partida es que las empresas con mayor presencia de mujeres en puestos de dirección presentarán menor discriminación salarial de género, diferenciando empresas en función de la existencia de una masa crítica de directivas situada en el 30%. Los resultados obtenidos confirman la hipótesis de partida, pero únicamente para los trabajadores en puestos no directivos. Por lo que respecta al análisis del comportamiento de los salarios a lo largo de la distribución salarial, la primera conclusión a destacar es que la brecha salarial aumenta a medida que lo hacen los salarios, si bien se observan comportamientos dispares. Mientras que en el grupo de directivos/as la desigualdad salarial crece constantemente desde el primero hasta el último percentil considerado, en el colectivo de no directivos/as ese crecimiento paulatino se observa sólo en las empresas con mayor porcentaje de directivas. En cualquier caso, estos resultados ponen de manifiesto que todavía queda mucho trabajo por hacer para comprender mejor por qué y cómo una mayor presencia de la mujer en puestos de toma de decisiones (por ejemplo, mediante la imposición de cuotas) puede contribuir a reducir la brecha salarial de género.

Para terminar, dos contribuciones se fijan en el colectivo de las mujeres como un grupo especialmente vulnerable al riesgo de pobreza, tanto en términos de verse excluido del mercado de trabajo por la evolución macro de la economía, como en el caso de las personas de mayor edad, por no haber podido acumular suficientes recursos a lo largo de la vida laboral como para disfrutar de una pensión de jubilación digna.

Así, la contribución de Olga Cantó, Inmaculada Cebrián y Gloria Moreno titulada “Crisis y brecha de riesgo de pobreza por género” estudia la evolución de la diferencia en el riesgo de pobreza y exclusión del empleo de hombres y mujeres durante los recientes años de profunda crisis económica en España. El objetivo principal del trabajo es analizar si la brecha de pobreza y su evolución es distinta para mujeres y hombres de diferentes grupos de edad. Para ello, se analiza la posición de las mujeres en la distribución de la renta y se descomponen por género y grupo de edad los indicadores del riesgo de vivir en hogares pobres, en familias sin ingresos (pobres extremos) y en hogares con todos los activos desempleados. El estudio combina datos de la Encuesta de Condiciones de Vida Europea (EU-SILC) y de EPA. Los resultados indican que la diferencia en la incidencia de la pobreza en hombres y mujeres se ha reducido entre 2007 y 2013 y esta reducción de la brecha de género está ligada, por un lado, a la mejora relativa de los ingresos de los individuos situados justo por debajo del umbral de la pobreza antes de la recesión y, por otro lado, a la caída del valor en euros que experimenta el umbral de pobreza entre 2007 a 2013 debida a la caída generalizada de los ingresos en este periodo. En realidad, los cambios que produce la crisis sobre el riesgo de pobreza por género están muy ligados a los cambios en la distribución de rentas de las mujeres mayores de 65 años. Estas mujeres, muchas de ellas receptoras de pensiones de viudedad, han visto cómo sus niveles de renta, menos condicionados por el ciclo económico, se sitúan en una mejor posición relativa hoy que en 2007. En contraste, los cambios en el bienestar económico de las mujeres en activo o en edad de trabajar en España por efecto de la crisis ha consistido más bien en una igualación (a la baja) en el nivel de renta equivalente de mujeres y hombres mientras que la recesión ha tenido un efecto muy pequeño sobre las diferencias en la brecha de riesgo de pobreza de las mujeres más jóvenes.

Por último, la contribución de Marissa R. Martínez-Preece, Mairem Henaine-Abed y Carlos Zubieta-Badillo titulada “Equidad de género en el sistema pensionario en México” analiza distintos aspectos de la situación de la mujer en el contexto de los sistemas de pensiones. En primer lugar, se revisa la equidad de género a nivel internacional y las condiciones que conducen a la pobreza en la vejez. Para el caso específico de México, se estudian aspectos claves de la situación demográfica, laboral, familiar y socio-económica de la mujer ante el reto de acumular, durante su vida activa, los recursos suficientes que le permitan tener acceso a un retiro digno. Se concluye que, en México, la situación de la población mayor de 65 años es precaria, y dentro de este contexto, la población femenina está expuesta a un riesgo de pobreza en la vejez aún mayor.

Para terminar esta presentación quisiera enfatizar que la investigación de calidad en el campo de la Economía de Género continúa siendo necesaria para aumentar la conciencia sobre la existencia de diferencias entre sexos, medidas de forma rigurosa, y para, en última instancia, diseñar y evaluar políticas orien-

tadas al objetivo acordado internacionalmente de mejorar la situación de la mujer en todas las esferas de la sociedad<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> De hecho, con el objetivo de contribuir al avance de esta rama de la economía y promocionar el papel de las mujeres en la profesión económica, la Asociación Española de Economía (AEE) creó el Comité sobre la Situación de la Mujer en la Economía (COSME) en diciembre de 2006. Este comité es el equivalente español de otras estructuras internacionales, como *Women in Economics* (WinE) de la European Economic Association, *The Committee on the Status of Women in the Economics Profession* (CSWEP) de la American Economic Association o *The Committee for Women in Economics* (CWE) de la Royal Economic Society. Más información en la página web del comité.





# Gender Gaps in PISA Test Scores: The Impact of Social Norms and the Mother's Transmission of Role Attitudes \*

AINARA GONZÁLEZ DE SAN ROMÁN <sup>a</sup>, SARA DE LA RICA <sup>b</sup>

<sup>a</sup> *IE Business Scholl, IE University, Maria de Molina 31 BIS, 28006 Madrid, Spain. E-mail: agod@faculty.ie.edu*

<sup>b</sup> *University of the Basque Country (UPV-EHU, FEDEA), Faculty of Economics, Avda. Lehendakari Aguirre, 83, 48015 Bilbao, Spain. E-mail: sara.delarica@ehu.es*

## ABSTRACT

The existence of gender gaps in test scores has been documented in the relevant literature for a wide range of countries. In particular, the *Programme for International Student Assessment (PISA)* conducted by the OECD over the past ten years reveals that on average girls underperform (outperform) boys in maths (reading) scores in most of the countries that take part in the evaluation programme. Focussing primarily on maths we find that differences in culture and social norms across countries and across regions within the same country are crucial determinants in understanding gender differences in PISA 2009 scores: girls perform relatively better in societies where gender equality is enhanced, and the effect varies over the distribution of scores. In addition, we find substantial evidence for the intergenerational transmission of gender role attitudes within the family, especially from mothers to daughters, as the relative performance of girls with respect to boys is better in families where the mother is active in the labour market.

*Keywords:* PISA, Test Scores, Maths, Achievement, Gender Differences, Culture, Role Attitudes and Intergenerational Transmission.

## Brechas de género en los resultados de PISA: El impacto de las normas sociales y la transmisión de roles de género de madres a hijas

### RESUMEN

La existencia de brechas de género en los resultados de las pruebas escolares se ha documentado en la literatura para una amplia gama de los países. En particular, el Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA) llevado a cabo por la OCDE durante los últimos diez años, ha revelado que las niñas tienen en promedio un desempeño inferior (superior) a los niños en matemáticas (lectura) en la mayoría de los países que participan en el programa de evaluación. Basándonos principalmente en matemáticas, encontramos que las diferencias en la cultura y las normas sociales entre países, y entre regiones dentro del mismo país, son factores determinantes para entender las diferencias de género en los resultados de PISA 2009: las niñas lo hacen relativamente mejor en sociedades donde existe una mayor igualdad de género, y el efecto varía a lo largo de la distribución de resultados. Además, encontramos evidencia sustancial de la transmisión intergeneracional de los roles de género dentro de la familia, especialmente de madres a hijas, siendo el rendimiento relativo de las niñas con respecto a niños mejor en las familias donde la madre participa activamente en el trabajo mercado.

*Palabras clave:* PISA, resultados, matemáticas, logro, diferencias de género, cultura, roles de género, transmisión intergeneracional.

*JEL codes:* C14, C33, I21, I24, J16

\* *Financial support from the Spanish Ministry of Science and Innovation (ECO2012-35820), from the Basque Government (IT793-13) and from the Spanish Women's Institute (n° 2011-0004-INV-00081) is gratefully acknowledged.*

Artículo recibido en octubre de 2015 y aceptado en diciembre de 2015

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. 9-34104

## 1. INTRODUCTION

The *Programme for International Student Assessment* (PISA) conducted by the OECD over the past ten years reveals that on average girls underperform (outperform) boys in maths competencies (reading competencies) in most of the countries that take part in the evaluation programme. For over a decade, researchers have paid attention to these gender differentials (Goldin 1994; Hausmann *et al.*, 2008) as indicators of gender inequalities at early stages of life. Understanding these early differences between boys and girls is of crucial importance from economic and social perspectives since they may ultimately affect their choices of education and professional careers. In particular, the lower performance of girls relative to boys in maths may go at least some way towards explaining why women in most industrialized countries are significantly under-represented in technical college majors such as engineering and maths (Peri & Anelli 2012; Cecci & Williams 2007). Furthermore, these discrepancies in the choice of field of study affect the subsequent professional career and may help explain the gender differentials observed in the labour market in terms of wages, promotion, job stability and status.

The study of the determinants of gender differences in math skills has been a major focus of academic research by not only economic and social researchers but also by biologists. There are basically two distinct schools of thought: those who stress that they are mainly the result of biological differences (*nature*) and those who stress the importance of cultural and social gender inequalities (*nurture*). Supporters of the first school argue that innate differences in spatial ability (Lawton & Hatcher 2005), strategy (Kucian *et al.*, 2005), or brain development (Gallagher & Kaufman 2005) account for most of the gap in achievement.

Contrary to these studies, other authors find no significant differences in overall math aptitudes between boys and girls but differing social pressures instead (Spelke 2005). Closely related to this evidence, the hypothesis that *nurture* is the main determinant of gender differences in scholastic achievement is based on the idea, first proposed by Baker *et al.* (1993), that those differences are a result of social gender stratification. They hypothesized that the higher scores obtained in math tests by male students compared to their female counterparts reflected gender inequalities in the educational and economic opportunities available in a given culture. This proposition has obtained a great deal of support from the empirical perspective. For instance, Riegle-Crumb (2005), using cross-national data from the *Third International Mathematics and Science Study* (TIMSS), supports this hypothesis for the US. The relationship between social norms and the gender gap in test scores has also been documented across OECD countries. Guiso, Monte, Sapienza & Zingales (2008) make use of the 2003 PISA survey and construct several measures of the

degree of gender equality of a country -e.g. the *Gender Gap Index* (World Economic Forum). They find a higher math performance by girls in countries with more gender-equal cultures.

Alongside the theoretical and empirical interest in the study of the determinants of gender differences in scholastic achievement, another body of research has focussed on the economic and social consequences of gender inequalities in education. Several authors in this field highlight that inequality in education can negatively impact macroeconomic variables such as economic growth (Dollar & Gatti 1999; Klassen 2002) or fertility (Basu 2002). Policy measures directed at enhancing female education not only help increase income and growth, as a result of the increase in human capital, but also lead to additional positive intergenerational transfers through the positive influence of mothers on the education and health of their children (Schultz 2002; Doepke & Tertilt 2009).

The transmission of gender role attitudes across generations has also been the focus of a large proportion of recent research on labour market outcomes. Having a working mother has been found to influence strongly not only children's behaviour but also the gender role attitudes of adolescents (see Burt & Scott, 2002). Along the same lines, Farré & Vella (2013) find that mothers with less traditional views about the role of women in society are more likely to have working daughters. A related study by Fernández *et al.* (2004) highlights the increasing number of men growing up in families with working mothers as an important factor in explaining the increase in women's involvement in the labour force. Moreover, changes in gender role attitudes over time appear to map very well with changes in female labour force participation across OECD countries (Fortin 2005). However, the role of culture and its implications for economic behaviour across generations is relatively unexplored in empirical studies on scholastic achievement. Our paper seeks to help fill this gap.

More specifically, by focussing on the relative underperformance of girls in maths this paper gives empirical support to both the social gender stratification theory and the intergenerational transmission of gender roles. With respect to the former, we confirm and extend the social gender stratification hypothesis by updating previous results to the 2009 PISA survey and by adding new gender equality measures to those already used in the previous literature<sup>1</sup>; moreover, we extend the analysis to relate social norms to gender differences in maths test scores across regions within the same country, which constitutes a more homogeneous institutional setting. We make use of regional variation in Spain for a variety of reasons: first, Spain is the unique country in PISA 2009 where

---

<sup>1</sup> Currently, we are trying to update the analysis to the latest available PISA survey - 2012. Preliminary results indicate a change in the gender gap in maths, and we are exploring the extent to which the recession might be under such a change. This analysis, however, is out the scope of this paper.

regional disaggregation allows the analysis across regions. Second, the education system is decentralised across regions so that regional governments decide on the management and organisation of education. Hence regional differences in the gender gap may emerge as a result of distinct views of social gender stratification<sup>2</sup>. Our results indicate that girls perform better in more gender-equal societies - be the countries or regions within a country.

With respect to the intergenerational transmission of gender roles we investigate whether gender role attitudes, measured as in previous studies by the mothers' labour market situation, can help to explain at least part of the gender differences observed in maths competencies. In particular, taking as given the strong evidence of Farré & Vella (2013), we test whether attitudes towards gender roles are transmitted from generation to generation, and measure the implications of this cultural transmission in terms of children's educational achievement. Our results at the international level indicate that having a mother who participates in the labour market increases the daughter's performance in maths, an effect which is especially sharp for girls at the bottom part of the distribution of scores. This effect is indeed stronger in countries with low female labour force participation (below average), and hence in societies where such mothers "*make a difference*" in terms of gender role attitudes relative to their counterparts. Interestingly, such transmission is found to be even stronger when we restrict the analysis to Spain, which belongs to the group of *low-participating* countries, and in this case it is mainly driven by the most-highly educated participating mothers.

The remainder of the paper is organised as follows. Section 2 addresses the relevant data issues and provides a brief summary of the differences in children's scholastic achievement across countries in both maths and reading. Section 3 provides both descriptive and parametric evidence on culture and social norms across countries and analyses the implications for the gender differences observed in maths performance. Section 4 further investigates the extent to which gender role attitudes within the family, measured by the participation of mothers and fathers in the labour market, may be transmitted across generations, provides some evidence on the mechanisms that could be behind such intergenerational transmission, as well as several robustness checks for the validity of the results. Section 5 focuses on a more homogeneous institutional framework by restricting the study to a single country: Spain. It carries out an analysis similar to that of the two previous sections making use of the regional

---

<sup>2</sup> Although the gender gap across regions has not been explicitly accounted for before, some related papers have attempted to explain regional differences in test scores. Using PISA 2006 Ciccone & García-Fontes (2009) compare the education systems in Catalonia and the rest of Spain. Studies for other European countries include the paper by Bratti *et al.* (2007), which analyses the differences in PISA 2003 results between the three Italian macro areas.

disaggregation of Spain in the PISA 2009 data set. Section 6 concludes with a summary of our findings.

## 2. DATA

PISA is a rich data set at student and school levels with information on test scores for 15-year-old students in OECD and partner countries. The survey covers results in three fields: maths, reading and science. Background questionnaires are completed by students and school principals which help to provide detailed information on children, family and school characteristics. The PISA sample is stratified at two stages. First, schools are randomly selected; and second, students at each school are randomly assigned to sit the test in all three subjects. Test scores are scaled to have a mean of 500 and a standard deviation of 100 in the OECD student population. PISA assigns a probability distribution to the response pattern in each test. These values are called *plausible values* because they represent alternative estimates of students' ability that could have been obtained. OECD recommends estimating the scores from each plausible value (5 values) and obtain the arithmetic average of the five estimates (for the mean and for the standard errors). We also conducted the analysis using the first plausible value for any estimation rather than the arithmetic average of all five. Although the magnitude of the effect varies slightly, the results are qualitatively the same in all cases. The reported estimates in the paper are indeed those resulting from the use of the first plausible value.

The data set covers 475,460 students attending year seven or above at 17,093 schools in 64 countries, 34 of which belong to the OECD. Liechtenstein is dropped from the data set because it provides only 329 observations, which makes any calculation at the tails of the distribution problematic. We end up with 475,131 students at 17,081 schools in 63 countries<sup>3</sup>.

Overall, the range of scores from country to country is wide, representing large differences in how well students can read and think mathematically. The mean maths score is 465.35 across the 63 countries in our sample and 499.70 across OECD countries. The partner countries Shanghai-China and Singapore show mean maths scores that are much higher than those of any other country that participated in PISA 2009. Shanghai-China is furthest ahead, with students there having scores more than 35 points higher, on average, than those in any other country (around 100 points above the OECD average and more than 130 points above the overall average). Korea is the top-performing OECD country (46.3 points above the OECD average), closely followed by Finland, which was

---

<sup>3</sup> For the sake of comparability with the results of Guiso *et al.* (2008), we use both the entire sample of countries available for 2009 and the set of countries used in that paper (the 40 countries that took part in PISA 2003).

the PISA winner in 2003. Australia, Belgium, Canada, Chinese-Taipei, Denmark, Estonia, Germany, Hong Kong, Iceland, Japan, Netherlands, New Zealand, Slovenia and Switzerland all score significantly above the OECD average in maths. On the other side, the worst performing countries (more than 100 points below the OECD average) are Albania, Argentina, Brazil, Colombia, Indonesia, Jordan, Kyrgyzstan, Panama, Peru, Qatar and Tunisia. Within the OECD Chile and Mexico are better placed but still show a significant difference of close to 70 points. Spanish students score on average 483.71, similar to the average for the US and neighbouring countries such as Italy or Portugal. Austria, Czech Republic, France, Norway, Poland, Sweden and the UK show no significant differences from the OECD average.

The average score for reading skills is 457.16 across the sample of 63 countries and 489.81 across OECD countries. Shanghai-China also shows the highest average reading performance (65 and nearly 100 points above the OECD and the overall averages respectively), closely followed by Korea and Finland. Australia, Canada, Hong Kong, Japan, New Zealand and Singapore score at least 20 points above the OECD average. Belgium, Estonia, Iceland, Netherlands, Norway, Poland and Switzerland also perform significantly better than the OECD average but with smaller differences. The lowest performing countries at reading are the same as those reported for maths, with Colombia being the worst with a difference of close to 100 points. Spain is around 10 points below the average, a similar significant difference to that of Greece and Italy.

### **3. CULTURE AND GENDER DIFFERENCES IN TEST SCORES ACROSS COUNTRIES**

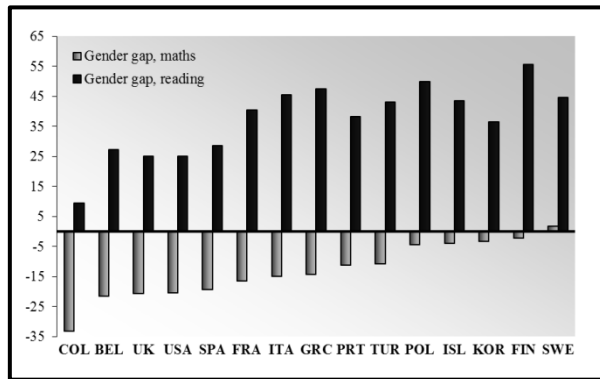
This section focuses on gender differences across countries in test scores. As a descriptive device and for the sake of comparability with Guiso *et al.* (2008) we document gender differences in both maths and reading in an attempt to identify changes that took place between 2003 and 2009. To that end we compute gender differences in test scores for each country by running a regression of the maths and reading scores separately on a constant and a gender indicator (which is 1 if the student is female), where each observation is weighted by the student's final weight. In most countries boys have better scores in maths than girls, and the differences are statistically significant for 44 out of the 63 countries. In the remaining countries there is no statistical gender difference in maths skills<sup>4</sup>. There are isolated cases in which girls outperform

---

<sup>4</sup> Here top-performing countries such as Shanghai-China, or Finland, Korea, and Sweden can be found among OECD participants, but also low performers such as Panama, Jordan or Indonesia,

boys (e.g. Albania, Lithuania, Trinidad & Tobago, Qatar and Kyrgyzstan). Figure 1 depicts gender differences in maths and reading scores for a set of selected countries. Countries are ranked in ascending order by their gender gap in maths scores.

**Figure 1**  
Gender difference in test performance for a set of selected



Source: Own elaboration.

On average girls' maths scores are 8.64 lower than those of boys (10.75 lower across Guiso countries and 12 lower across OECD countries) but the results vary considerably from country to country. The biggest difference is found in Colombia (-33.32) whereas in Sweden girls outperform boys (by 1.08). Spain ranks 7<sup>th</sup> out of 63 countries in the average gap in maths with -19.32 points. In neighbouring countries such as Italy, France and Portugal the difference in maths between girls and boys is smaller than in Spain. The figure also reveals that the gender gap is reversed in reading<sup>5</sup>. Girls score on average 40.54 higher than boys in reading (around 39 points across Guiso countries and OECD countries), and the gap is positive and statistically significant for all countries, although there are major quantitative differences - for instance, in Colombia the difference is 9.46 and in Finland it is 55.53. The advantage in reading of Spanish girls is below average (28.66) and is similar to the corresponding gap for the United Kingdom and the United States. A comparison of this figure with a similar one constructed by Guiso *et al.* (2008) for the PISA 2003 survey reveals major changes in the gender gaps in some countries in this six-year

---

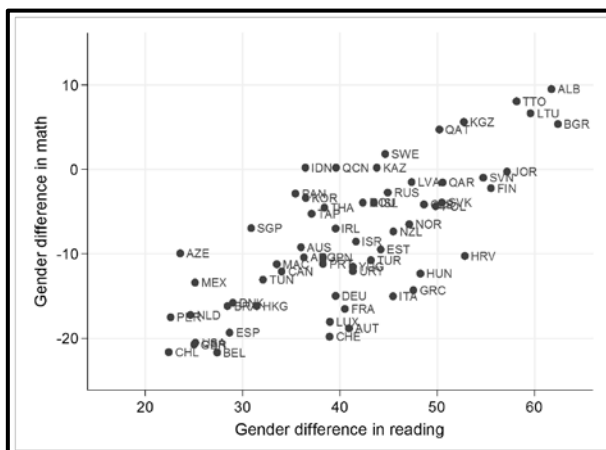
which makes it difficult to establish a relationship between average performance and gender differences in achievement.

<sup>5</sup> This is consistent with prior literature, both for the US (Baker & Jones 1993; Fuchs & Woessmann, 2007; Fryer & Levitt 2009) and for most of the PISA participating countries (Guiso *et al.* 2008).

period. For example, the UK has shifted from a negligible gender difference in maths in 2003 to one of the biggest gaps in 2009 (similar patterns are found for the US and Belgium). The opposite has happened in the emerging economy of South Korea. Overall, the average gender gap in maths has remained stable but the average gap in reading has widened<sup>6</sup> (from 32.70 to 38.78).

Figure 2 shows the correlation between the average gender gaps in maths and reading across countries (with Colombia excluded as an outlier), which is 0.7764. This means that in those countries where girls have a bigger advantage in reading relative to boys they also tend to have smaller disadvantage in maths. The correlation is around 18 percentage points higher than that shown by Guiso *et al.*, for 2003.

**Figure 2**  
Correlation between gender gaps across PISA 2009 countries



Source: Own elaboration.

Moreover, gender differences in test scores differ significantly in different parts of the achievement distribution range. Table 1 shows the gender gap between countries in maths and reading for the different percentiles of the test score distribution. Among high-achieving students, girls do relatively worse in maths than boys and lose much of the advantage that they hold in reading, which directly translates into more gender inequality at the top end of the distribution. As already shown in related studies (Klassen 2002) these gender inequalities, especially among the best students, could negatively affect girls'

<sup>6</sup> In some countries the reason is that girls' reading performance has improved considerably; but in others, such as France and Sweden, the main reason is a decline in boys' performance.



future earnings throughout their chosen professional careers, which would result in persistence of gender inequality at older ages.

**Table 1**  
The International Gender Gap in Maths & Reading Test Scores

	Mean	Std Dev	5th	10th	25th	75th	90th	95th
<b>Maths Score</b>								
Boys	471.82	106.50	293.51	326.23	384.02	536.54	605.01	640.92
Girls	463.18	101.72	286.50	318.05	373.74	517.77	582.58	620.59
<b>Gender Gap</b>	<b>-8.64</b>		<b>-7.01</b>	<b>-8.18</b>	<b>-10.28</b>	<b>-18.77</b>	<b>-22.43</b>	<b>-20.33</b>
<b>Reading Score</b>								
Boys	444.58	103.05	278.87	313.34	373.07	517.93	581.42	615.81
Girls	484.90	98.08	319.76	351.50	409.41	544.78	604.60	637.65
<b>Gender Gap</b>	<b>40.32</b>		<b>40.89</b>	<b>38.16</b>	<b>36.34</b>	<b>26.85</b>	<b>23.18</b>	<b>21.84</b>

Source: Own elaboration.

### 3.1. Measures of Gender-equal Societies

Given that the main empirical question that we address in this section is the extent to which girls perform better in traditionally “*masculine*” subjects in more gender-equal societies, the analysis that follows is performed only for the math competency<sup>7</sup>. For the sake of comparability, we first construct for 2009 similar gender-equality measures to those already used in the relevant literature (Fortin 2005; Guiso *et al.*, 2008; Farré & Vella 2013) summarizing the gender role attitudes of countries towards women. The set of countries for which information is available differs depending on the measure. Higher values in any of the measures that we describe below indicate a better position of women in society.

- (1) The Gender Gap Index (GGI), or women’s emancipation index, is taken from the 2009 *Global Gender Gap* report prepared by the World Economic Forum and synthesises the position of women in any given country by taking into account economic opportunities, economic participation, educational attainment, health and well-being.
- (2) The Political Empowerment Index, from the same source, measures women’s political participation and is based on three components: (i) the ratio of women to men with seats in parliament; (ii) the ratio of women to men at ministerial level; (iii) the ratio of the number of years with a woman as head of state to the years with a man.

<sup>7</sup> In addition, the high correlation observed between the gender gap in maths and reading across countries makes it unnecessary to develop the whole analysis for the two subject areas. The results found for the math competency also apply to reading skills.

- (3) The Average World Value Survey (WVS) Indicator, which is constructed by averaging the level of disagreement with a series of statements on the role of women in society, such as “*When jobs are scarce, men should have more right to a job than women*”- taken from all waves of the World Value Survey.

We add another set of measures<sup>8</sup> which are more related to how men and women use their time at home and with regard to the decision to participate in the labour market. Both can be also considered as proxies for the gender culture of a country and higher values also point to a better position of women in society.

- (4) The Female Labour Force Participation Rate 15 or more (FLFP 15+), taken from the International Labour Organization (ILO) website, represents the proportion of the female population aged 15 and older who were active (either working or searching for a job) in the labour market in 2009.
- (5) The Female Labour Force Participation Rate 35-54 (FLFP 35-54): Like measure (4) this is taken from the ILO. It is defined as the proportion of the females aged 35 to 54 years who actively participated in the labour market in 2009. We use this measure since it represents a particular cohort of women which roughly coincides with the age range of the mothers of our PISA students.
- (6) The Gender Housework Ratio from the *Harmonized Time Use Survey* (2003) which is defined as the ratio of time devoted to housework (men/women).<sup>9</sup>

**Table 2**  
Summary statistics of the different measures of gender-equal societies

	All Countries			Countries in Guiso <i>et al.</i> (2008)		
	Average	Std Dev	Obs.	Average	Std Dev	Obs.
Women's emancipation	0.703	0.052	59	0.713	0.058	37
Political Empowerment	0.199	0.142	59	0.239	0.157	37
Avg WVS Indicator	2.715	0.186	32	2.715	0.186	32
FLFP 15+	0.519	0.095	62	0.527	0.096	40
FLFP 35-54	0.729	0.149	62	0.748	0.141	40
Gender Housework ratio	0.529	0.148	22	0.521	0.163	18

Source: Own elaboration.

<sup>8</sup> All indicators range from 0 to 1 except for the Average World Value Survey Indicators which ranges from 0 to 5. For the sake of comparability with Guiso *et al.* (2008) we have not standardized the indicators and use them instead as they do in their paper.

<sup>9</sup> The Gender Housework Ratio is not available for 2009. However, the persistence over time of women's attitudes as homemakers documented in previous studies (See Fortin 2005) justifies its inclusion for 2003.

Sample statistics for all measures for both the full set of available countries and the same set of countries as in Guiso *et al.*, (2008) are reported in Table 2. There is little difference between the statistics from the two different samples. The sample with the smaller set of countries, mainly the most developed ones, has slightly higher averages for the different measures and similar standard deviations.

The relationship between the various gender equality measures is shown in Table 3, which gives one by one correlation coefficients for the full set of available countries in 2009 (no significant differences if the Guiso sample is used instead). Several interesting features deserve attention. First, all correlations are positive and significant. Second, the close correlations of the *Gender Housework Ratio* with the other measures already used in the relevant literature suggest that the former can also be used as a proxy for gender equality; moreover, the high correlation of this measure with FLFP measures suggests that the more collaborative men are at home the easier it is for women to join the labour market. Finally, the positive correlation of the Average WVS indicator with the participation measures is in line with previous studies (Fortin 2005; Farré & Vella 2012) that find a clear, positive association between gender role attitudes and FLFP.

**Table 3**  
Correlation between gender-equality measures across countries

	GGI	Political Emp.	Avg. WVS	FLFP 15+	FLFP 35-54	Housework ratio
GGI	1					
Political Emp.	0.8729	1				
Avg WVS Index	0.7454	0.6879	1			
FLFP 15+	0.7166	0.4977	0.6251	1		
FLFP 35-54	0.6885	0.3829	0.4120	0.7736	1	
Housework ratio	0.8457	0.7009	0.6993	0.8308	0.8528	1

Source: Own elaboration.

### 3.2. Gender Equality Measures and Gender Differences in Math Test Scores

We next analyse the extent to which these measures affect the gender differences observed in maths scores following two different approaches. First, we carry out a cross-country analysis where the unit of observation is the country. Secondly, to avoid any potential underlying unobserved heterogeneity problem, we estimate the impact of these measures directly in our sample of 2009 PISA students.

### A) Cross-country analysis

To assess the correlation between measures of gender equality and the gender difference in maths scores we run OLS regressions of the dependent variable - the average gender gap in maths - on each measure of gender equality plus a constant and the 2009 log GDP per capita<sup>10</sup>. The baseline estimation equation for country  $j$  reads as follows:

$$Gap_j = a + \beta M_j + \tau \log GDP_j + u_j \quad [1]$$

$M = [\text{GGI, Pol. Empowerment, Avg WVS Ind, FLFP 15+, FLFP 35-54, Housework Ratio}]$

where  $j = 1, \dots, J$ ,  $J$  stands for the total number of countries for which each component of  $M$  is available and  $u_j$  is the stochastic error term. The left-hand-side variable is a  $(J \times 1)$  vector that contains the averages at the country level of the maths gender gap. Equation [1] is estimated separately for the six measures included in  $M$ .  $a$ ,  $\beta$  and  $\tau$  are the set of coefficients to be estimated. For the sake of comparability with Guiso *et al.* (2008) we restrict the sample to the 40 countries also available in 2003<sup>11</sup>. The estimation results -in particular, the estimated coefficients  $\hat{\beta}$  and  $\hat{\tau}$ - and the number of countries for which each measure is available are reported in Table 4.

We find a positive and significant correlation between the gender gap in maths and each of the gender equality measures. In addition, similar results are observed from the new measures that we have incorporated, i.e. the housework ratio and FLFP aged 35-54. Hence, in countries where women have a better relative position (more gender-equal societies such as those of the Nordic countries) girls become better in maths and thus narrow the gender gap. This confirms the results found by Guiso *et al.* (2008) for the 2003 PISA wave. The magnitude of the coefficients varies considerably across measures in Table 4, but the scale is different in each case so they are not directly comparable. For example, our statistical model suggests that if Spain had the same degree of female participation as Sweden (a top gender-equality country) the mean maths performance of girls would increase by 5.3 score points, which would eliminate one third of the Spanish gender gap in maths<sup>12</sup>. If Spain had the gender

<sup>10</sup> In line with the importance of controlling for income in the cross-country analysis already pointed out in related studies, we take the 2009 real GDP per capita deflated with Laspeyres price index from the Penn World Table 7.0.

<sup>11</sup> When the cross-country analysis is conducted with the full sample of available countries, correlations are still positive but lower and in some cases not statistically significant.

<sup>12</sup> To compute this counterfactual statistic we use the equation for the FLFP from the estimation in Table 4 as follows:  $5.3 = \text{Estimated coefficient} * (\text{FLFP Sweden} - \text{FLFP Spain}) = 42.32 (0.616 - 0.491)$ . We could follow the same procedure to compute similar statistics for a comparison between any two other countries.

housework ratio or GGI of Sweden the gap would be reduced by 6.09 and 7.02 points respectively.

**Table 4**  
OLS estimation - Dep. Variable: Gender Gap in Maths Test Scores

GGI	<b>90.13***</b> (19.54)					
Political Empowerment		<b>24.03***</b> (6.74)				
Avg. WVS indicator			<b>17.13**</b> (7.01)			
FLFP 15+				<b>42.32***</b> (7.98)		
FLFP 35-54					<b>25.24***</b> (5.48)	
Housework ratio						<b>33.41***</b> (10.71)
Log GDP p.cap, 2009	-9.30*** (1.84)	-7.91*** (1.79)	-5.19* (2.59)	-6.77*** (1.53)	-6.73*** (1.72)	-13.36*** (3.57)
Countries	37	37	32	40	40	18
$R^2$	0.462	0.325	0.189	0.379	0.311	0.279

Note: Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Each column presents the coefficients of a separate regression. Country factor weights are used in the estimations.

Source: Own elaboration

### B) Analysis at student-level : Pool of countries

The cross-country analysis has clear drawbacks from a statistical point of view. First, unobserved heterogeneity may drive spurious correlations between the gender gaps and the gender equality measures presented. Moreover, from 40 observations it is not possible to reach any robust result - they serve mainly as a motivational device. Therefore, we now take advantage of the nature of the PISA data by using variables at individual (student) level to try to avoid spurious correlations between unobservable factors and measures of gender-equal societies. We estimate the individual maths scores denoted by  $T$  for all students in the PISA 2009 sample on a set of demographic, family and school variables denoted by  $X^{13}$ , as well as an indicator for *Female* and interactions between the gender equality measures, at the country level, and *Female*. We also include country fixed effects ( $\eta_j$ ) and an interaction term between *Female*

<sup>13</sup> Individual level controls include dummies for any students who are in a grade different from the modal one in the country, the immigration status of the child, an indicator for nuclear families (i.e. living with both parents), parental education level (university), parental occupational status and cultural possessions at home. School level controls include school type (private), percentage of girls and student-teacher ratio. Adding or removing controls changes neither the sign nor the significance of the estimated coefficients of interest.

and the 2009 log GDP per capita to ensure that any improvement in maths scores is related not just to economic development but to improvements in the role of women in society. The specification is given by the following equation:

$$T_{ij} = a + bFemale_i + \gamma X_i + \beta Female_i * M_j + \mu Female_i * \log GDP_j + \eta_j + \varepsilon_i \quad [2]$$

where  $i = 1, \dots, N$ ,  $N$  stands for the total number of students and  $\varepsilon_i$  is the stochastic error term. The dependent variable is a  $(N \times 1)$  vector that contains the math test score for each student  $i$ . Equation [2] is estimated separately for the six measures in  $M$ . A positive and significant coefficient for the interaction term between *Female* and the corresponding gender equality measure (namely  $\hat{\beta} > 0$ ) indicates that the more gender equal the society is, the higher the score for girls is. Table 5 presents the estimation results for the whole set of countries in PISA 2009. Estimations are drawn up at the average level and also for the 25<sup>th</sup> and 75<sup>th</sup> quantiles to see whether societal gender equality indicators affect students differently at different points of the score distribution range. Each cell in the table presents the coefficient for the interaction between *Female* and the corresponding gender equality measure from a different estimation.

**Table 5**  
Culture - The impact of *Gender-equality measures* on Girls' Scores

	Average	25th	75th
Female*GGI	53.45*** (12.72)	48.45*** (13.79)	57.38*** (13.22)
Female*Political empowerment	14.78*** (5.53)	14.15** (7.54)	25.57*** (6.21)
Female*Avg WVS indicator	-1.16 (4.85)	-8.74 (5.77)	7.07 (5.77)
Female*FLFP15+	38.13*** (5.14)	36.98*** (6.54)	35.26*** (6.31)
Female*FLFP 35-54	35.41*** (3.65)	34.38*** (4.60)	32.73*** (4.26)
Female*Housework ratio	32.92*** (2.94)	27.49*** (3.87)	37.65*** (3.72)

Notes: Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Individual level controls, school variables and country fixed effects are included. Iceland is taken as the country of reference. An interaction term of *Female* with the log GDP per capita of 2009 is also included. Students' weights are used in the estimations. Observations ( $R^2$ ) range from 174,755 (0.29) to 361,083 (0.45) depending on the measure.

Source: Own elaboration.

At a glance, the first thing that stands out from Table 5 is that most interactions between *Female* and the gender equality measures are positive and significant, at the average and also at the tails of the distribution, except for the Average

WVS Indicator<sup>14</sup>. This confirms that girls perform better in maths in more gender-equal societies. It is also consistent with the positive correlations already revealed by the cross-country analysis performed previously, which indicates that those correlations were not just driven by unobserved heterogeneity. Focussing on the results at the tails of the distribution range we observe that the impacts of some of the indicators (GGI, Political Empowerment and Gender Housework Ratio) are stronger for high-achieving females. Given that the gap is greater precisely at the right tail - as seen in Table 1, this fact helps close the gap throughout the maths score distribution. By contrast, we find no statistical differences along the distribution for the reduction of the gap in maths associated with measures related to the participation of women in the labour market, which suggests differences in terms of interpretation between these two groups of indicators.

In summary, the international analysis in this section reveals that in approximately 70% of the PISA 2009 participating countries girls underperform boys in maths. The differences are exacerbated to the detriment of girls among high-achieving students. By constructing several gender equality measures at country level, we find a positive and significant correlation between those indicators and the maths gender gap, an effect which is even stronger at the upper end of the distribution.

#### 4. INTERGENERATIONAL TRANSMISSION OF GENDER ROLE ATTITUDES

So far we have focussed on the impact of social gender roles on the average performance of boys and girls in PISA maths scores. However, one could seek to go much further and see whether those gender roles are transmitted across generations within the family. The PISA 2009 dataset provides information on the labour status of the students' parents. We construct the dummy variable *Mother's Participation* which is set to 1 if the student reports having a mother who is working or looking for a job and 0 otherwise. In order to test whether the participating mothers in our sample are representative of female labour force participation as a whole we take the average of this dummy across countries (for clarity of exposition we refer to this variable as *Mothers' Participation*) for comparison with the participation measures already constructed. It is very interesting to note that the correlation of our variable *Mothers' Participation* from the PISA sample with the FLFP 15+ is quite high (0.721), and the

---

<sup>14</sup> Qualitatively similar results obtained with the set of 40 participating countries in 2003 are available upon request. A comparison of these results with those of Guiso *et al.* (2008) for the 2003 PISA sample shows that ours are higher except for FLFP 15+, which is somewhat lower in our estimation.

correlation between *Mothers' Participation* and FLFP 35-54 is even higher and indeed almost perfect (0.9624).

This goes some way towards confirming that the mothers of the students in our sample are a fairly representative sample of females in that age cohort<sup>15</sup> and, more importantly, it allows us to interpret the dummy *Mother participate* as a measure of gender role attitudes within the family context, which is actually quite consistent with the related literature. Therefore, instead of using country averages of gender equality measures and interacting them with a *Female* indicator, we directly analyse whether individual maths scores are affected by the labour market status of a student's mother (participant or not), and whether this impact differs by gender.

#### 4.1. The Impact of Parental Labour Status on Children's Scores

We perform this analysis by running OLS regressions of the maths score on a set of demographic, family and school variables, as before, as well as the indicators for *Female*, *Mother participate* and the **interaction** between the two. We do the same with regard to the father's labour status to learn more about the transmission of gender roles, so we also include an indicator for the father being a full-time worker and its interaction with *Female*<sup>16</sup>. The baseline equation estimated reads as follows:

$$T_{ij} = a + bFemale_i + \beta_1 Mother\ participate_i + \beta_2 Female_i * Mother\ participate_i + \alpha_1 Father\ FullTime_i + \alpha_2 Female_i * Father\ FullTime_i + \gamma X_i + \eta_j + \varepsilon_i \quad [3]$$

The significance of the coefficients on the interaction terms,  $\beta_2$  and  $\alpha_2$ , reflect whether there is any transmission of role attitudes within the family that differs by gender and the sign indicates its direction, e.g. a positive and significant coefficient  $\hat{\beta}_2$  indicates that having a mother who actively participates in the labour market affects daughters' performance more than sons', pointing to intergenerational transmission of gender role attitudes from mothers to daughters.

When equation [3] is estimated for the 63 PISA 2009 participating countries we find a positive impact of *Mother participate* on daughters, but the effect is only marginally significant. However, given that we use the variable *Mothers' Participation* as an indicator for social norms, it is reasonable to restrict the

<sup>15</sup> Other summary statistics also confirm the similarity of these two variables. The means of *Mothers' Participation* and FLFP 35-54 are 0.713 and 0.729 respectively and the standard deviation is slightly higher for the former.

<sup>16</sup> In this case we use *Father working full-time* instead of *Father participate* since most fathers participate in the labour market (91.50%) and the percentage of fathers who are working full-time (75.40) is more similar to that of the mothers who participate (70.03%), and so provides a better indicator of a highly-attached father.



sample to those countries where female participation in the labour market can be considered an issue in terms of gender attitudes. In other words, in societies where female participation is very high, such as the Nordic countries, the participation of the mother is probably not an adequate indicator of gender roles. Therefore, we restrict the sample to those countries<sup>17</sup> whose FLFP 15+ levels are below average. Table 6 presents the results for that selected sample of PISA 2009 countries. For clarity of exposition, the sixth row of the table reports the *Net effect* on girls' scores of *Mother participate*, which is computed as  $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ . This figure, *ceteris paribus*, gives us a quantitative idea of how much girls may improve their maths score due to having a mother attached to the labour market.

**Table 6**  
Gender Roles - The Impact of Parents' Labour Status on Children's Scores

	Average	25th	75th
1. Female	-29.26*** (1.443)	-29.29*** (1.840)	-29.08*** (1.788)
<b>2. Mother Participate</b>	<b>-0.690</b> <b>(1.072)</b>	<b>-2.339</b> <b>(1.392)</b>	<b>0.770</b> <b>(1.230)</b>
<b>3. Female* Mother Participate</b>	<b>4.695***</b> <b>(1.378)</b>	<b>7.153***</b> <b>(1.703)</b>	<b>1.906</b> <b>(1.621)</b>
4. Father Working Full-Time	10.276*** (1.105)	8.883*** (1.396)	10.530*** (1.319)
<b>5. Female* Father Full-Time</b>	<b>1.468</b> <b>(1.477)</b>	<b>2.205</b> <b>(1.885)</b>	<b>-0.245</b> <b>(1.784)</b>
<b>6. Net effect on girls: [2]+[3]</b>	<b>4.005***</b> <b>(0.984)</b>	<b>4.814***</b> <b>(1.235)</b>	<b>2.675*</b> <b>(1.192)</b>
Students	177,099	177,099	177,099
Countries	28	28	28
R <sup>2</sup>	0.407	0.230	0.251

Notes: Robust standard errors in parentheses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Individual level controls, school variables and country fixed effects are included. Israel is taken as the country of reference. Students' final weights are used in the estimations.

Source: Own elaboration.

Several interesting features emerge from Table 6. First, the positive and significant coefficient for the interaction of *Female* with *Mother participate* in the first column reveals that on average daughters' scores are higher in families where the mother participates in the labour market<sup>18</sup>. More specifically, the

<sup>17</sup> This sample corresponds to 177,099 students in 28 countries: Albania, Belgium, Bulgaria, Chile, Czech Republic, Colombia, Croatia, Greece, Hungary, Italy, Jordan, Mexico, Poland, Rumania, Dubai, Tunisia, Turkey and Serbia & Montenegro, France, Israel, Japan, Korea, Lithuania, Luxembourg, Panama, Qatar, Slovak Republic and Spain.

<sup>18</sup> Very similar results are found if we include *Mother working full-time* instead of *Mother participate* (full-timers account for 45.40% of the total sample of mothers and 65.61% of all working mothers).

reduction in the gap in maths for those girls is around 16 per cent – computing the ratio between 4.69 and 29.26. Second, the insignificant coefficient of the indicator for *Mother participate* (throughout the second row) reflects that boys have on average the same scores regardless of whether their mothers work in the labour market. Thus, the net improvement in girls' scores is quite similar to the reduction in the gap, which represents exactly the quantitative average effect of the transmission of role attitudes from mothers to daughters. With regards to the distributional effects, we find a bigger reduction in the gap for low-achieving girls of around 24 per cent - ratio between 7.16 and 29.29, which appears as non-significant for girls at the upper end. One last comment on Table 6 deserves to be highlighted: the fact that the interaction of *Female* with *Father working full-time* is not significantly different from zero. Together with the positive and significant coefficient for *Father working full-time* (throughout the fourth and fifth rows) this reveals that in families where the father works full-time children perform better but that there is no gender differential in that effect.

#### 4.2. Robustness Checks and Extensions of the Results

We end this section with a brief description of some of the robustness checks and extensions conducted to ensure that our findings are robust to different specifications. It could be argued that the results may be driven by the particular selection of countries or by the specification used in the estimation. As a robustness check, we re-estimated the whole analysis for different selected subsamples of countries, in particular for those where Female Participation levels lie below the 25<sup>th</sup> and the 10<sup>th</sup> quantiles of the FLFP 15+ distribution. In the first group this restricted our analysis to 15 countries out of the previous 28 whereas in the most restricted group we ended up with just 6 countries: Chile, Colombia, Italy, Jordan, Tunisia and Turkey. There are 112,714 and 47,098 student observations in the two groups respectively. The results indicate that the transmission effect is indeed larger when we restrict to those countries with particularly low FLFP levels. This is an expected result, as mothers' participation in these countries may indeed be a stronger indicator of gender roles.

Secondly, two different specifications are estimated for the three different samples: in the first one we replace the country fixed effects by the FLFP 15+ level of each country, which to some extent summarizes the degree of gender equality; in the second we introduce the 2009 log GDP per capita and its interaction with *Female*. As expected, the net effects of mothers' participation on daughters' scores are higher when the first specification is used, since in this way we are comparing societies with the same average level of female participation. In fact, the impact is higher not only for the three selected subsamples described above but also if the entire sample of 63 countries is used instead. However, the percentage of variance explained by this model is much

lower than when our preferred specification - which includes country fixed effects, is used instead. On the other hand, the effects of the second specification are smaller although still positive and significant in all cases. Furthermore, in no case we do find the interaction between *Female* and *Father full-time* to be significant, which reinforces the fact that there is no differential transmission by gender from the father's side.

It could also be asked whether the transmission is actually driven by the parental labour status itself or by other determinants which might be correlated with it. An obvious candidate would be the parents' educational attainment. In order to ensure that our intergenerational transmission results are not driven by parents' education but by the mother's labour market status we run the same regressions as before for all the samples and for the different specifications but with the interactions of *Mother participate* and *Father full-time* with *Female* replaced by those for the education of both parents (*University* or not). None of the interactions is significant in any of the estimations. Finally, in order to learn more about the transmission mechanism we look at whether the impact of *Mother participate* on daughters' and sons' maths scores differs according to mothers' educational attainment. To that end we add to the baseline specification of Table 6 an interaction between *Mother University* and *Mother participate* and another interaction between *Female* and the former. A positive and significant coefficient for this last interaction would suggest that the transmission is driven by highly-educated mothers. However, we find no differential effect on transmission due to education, which leads us to conclude that gender roles are transmitted similarly by all participating mothers, and not only by the most highly-educated ones.

In summary, we find that gender role attitudes within the family, as measured by the participation of mothers in the labour market, affect girls' performances positively, suggesting some intergenerational transmission of gender identities or gender roles from mothers to daughters. Furthermore, the effect is found to be stronger for girls at the lower end of the distribution, with a reduction in the maths gap relative to boys of around 24 per cent. In addition, the lower the average female participation level of the country where having a working mother is a clearly distinguishing feature, the stronger this transmission is. Furthermore, we find no significant differential effects by gender of having a father working full-time, indicating that there is no such transmission from fathers to sons. The results are robust to different specifications and subsamples.

## **5. CROSS-REGIONAL ANALYSIS WITHIN A SINGLE COUNTRY: SPAIN**

One of the downsides of the international analysis in the previous sections is the huge variability that exists in the evolutionary history of the different

populations across countries, with biological differences between them being one of the factors potentially responsible for these results. To account for this, Guiso *et al.* (2008) divide the sample into two groups of countries based on genetic distance<sup>19</sup>, and find that results are substantially unchanged for either groups, which confirms that they are not driven by biological differences across countries. In this section we validate those results within a more comparable scenario, in particular by comparing regions within a country. This, in addition to providing similar historical evolution, focuses on a more homogeneous institutional framework. We choose Spain as the country of analysis since it is the only PISA 2009 participating country that provides a broad enough regional disaggregation. Furthermore, the huge differences in terms of achievement between students from different Spanish regions highlighted in recent literature (See Ciccone & Fontes 2009; De la Rica & González de San Román 2012), together with the large gender gaps for the Spanish average already documented in this paper provide enough variability for the analysis. Thus, we can investigate whether girls and boys perform better in more gender-equal regions in Spain, and determine the extent to which the intergenerational transmission of gender role attitudes from mothers to daughters is also an issue among Spanish families once regional variability is accounted for.

### 5.1. Data Description

The 2009 wave provides disaggregated data for 15 different Spanish regions. After excluding *Ceuta* and *Melilla* we end up with 23,708 students from 839 schools. Most regions have samples of about 1,500 students and 50 schools, except for the Basque sample<sup>20</sup> which includes nearly 4,800 students from 180 schools. Sample sizes are 12,068 for boys and 11,640 for girls. Table 7 reports the average maths and reading test scores as well as the gender gaps for each region in 2009. For comparability purposes, the OECD and Spanish averages are also reported, along with the samples of students and schools for which information is available for each region.

A glance at the table indicates remarkable raw differences in both test scores across regions, so the poor results obtained by Spain on average cannot be extrapolated to all regions that participate in the assessment programme. There are regions whose results are above the OECD and national averages, such as Castilla-León, Navarra and the Basque Country, while Andalusia, Murcia and

---

<sup>19</sup> This genetic measure is based on the frequency of each allele across DNA polymorphisms taken from the *History and Geography of Human Genes* by Cavalli-Sforza *et al.* (1996)

<sup>20</sup> The only PISA requirement for regional disaggregation is that the selection of schools and students within each school should be random, but it is left up to each region what size sample they wish to provide. The Basque sample was also the biggest out of the five regions that participated in the 2003 PISA wave.

the Islands are clearly below the national average and a long way from the OECD average. With respect to the gender gap in achievement, on average girls' maths scores are 19.32 lower than those of boys (3.72% less than the mean average score for boys) but girls score 28.66 more in reading (6.07% higher than the mean average score for boys). Although boys outperform girls in maths in all regions while girls score relatively better in reading, the width of the gap differs significantly. Interestingly, the fact that the highest maths gender gaps are those of Andalusia and the Islands (the worst-performing Spanish regions) seems to suggest a negative relationship between gender inequality in test scores and average performance that was not so clear in the international analysis in Section 3. Finally, the correlation between the average gender gaps in maths and reading across regions is lower than that across countries at an average of 0.503.

**Table 7**  
Math and Reading Test Scores and Gender Gaps across Spanish Regions

	Students	Schools	Mean Test Score		Gender Gap	
			Maths	Reading	Maths	Reading
Castilla-León	1,515	51	515.13	503.41	-15.42	31.89
Navarra	1,504	49	510.98	497.15	-12.94	34.9
Basque Country	4,768	177	509.17	494.19	-9.13	35.13
Aragón	1,514	52	505.03	494.38	-19.17	32.76
La Rioja	1,288	46	502.73	497.89	-16.94	36.4
<i>OECD average</i>			499.70	489.81	-15.22	32.79
Madrid	1,453	51	496.43	504.10	-12.65	35.37
Cantabria	1,516	51	495.48	488.12	-15.88	35.98
Catalonia	1,381	50	494.89	497.29	-22.53	26.51
Asturias	1,536	54	493.95	490.21	-12.95	28.51
Galicia	1,585	54	488.38	484.52	-11.8	35.43
<i>Spain average</i>	23,708	839	483.99	483.30	-19.35	28.66
Murcia	1,321	51	479.03	480.49	-16.62	17.11
Balearics	1,463	52	464.15	458.20	-21.83	33.07
Andalusia	1,416	51	462.73	460.53	-27.12	19.85
Canaries	1,448	50	433.95	448.13	-15.86	23.77

*Note:* Regions are ranked by their mean maths score. Students' final weights are used.

*Source:* Own elaboration.

Table 8 looks at the gender gaps at the tails of the distribution range and shows that the gender gap in maths is slightly wider (in absolute terms) for the top percentiles, while the reading gender gap is sharply decreasing over the test score distribution. This is consistent with the international pattern observed in Table 1. Nevertheless, the variability over the maths gender gap distribution range is lower for the case of Spain. This can be easily checked by computing

the difference between the 90<sup>th</sup> and 10<sup>th</sup> percentiles in both cases. For Spain, the figure is -7.33 while for the international case it is almost double at -14.25.

**Table 8**  
The Spanish Maths & Reading Gender Gaps over the Distribution Range

	Mean	Std Dev	5th	10th	25th	75th	90th	95th
<b>Maths Score</b>								
Boys	493.54	90.37	339.47	372.18	433.72	558.35	608.12	635.91
Girls	474.16	88.98	320.77	355.83	415.8	535.84	584.44	613.58
<b>Gender Gap</b>	<b>-19.32</b>		<b>-18.7</b>	<b>-16.35</b>	<b>-17.92</b>	<b>-22.51</b>	<b>-23.68</b>	<b>-22.33</b>
<b>Reading Score</b>								
Boys	467.13	88.81	310.54	348.94	408.26	529.39	578.3	604.27
Girls	495.82	83.47	348.8	384.47	444.21	553.12	597.21	621.44
<b>Gender Gap</b>	<b>28.66</b>		<b>38.26</b>	<b>35.53</b>	<b>35.95</b>	<b>23.73</b>	<b>18.91</b>	<b>17.17</b>

Source: Own elaboration.

## 5.2. Regional Gender-Equality Measures and Gender Differences in Maths Scores

Given the important issue under analysis from now we focus on the maths gender gap, as we did in the international case. We construct several regional measures related to gender roles and social norms to explain the gender gap in maths scores across Spanish regions. As in previous sections, we relate gender gaps in test performance across regions in Spain to regional socio-economic characteristics. We classify regions according to five measures of gender equality in line with those used in the international analysis. Except for the women's emancipation index, which is not available at regional level, most of the indicators used here are similar to those in the previous section.

- (1) Female political participation in regional parliaments from INE 2009: similar to the political empowerment index in the international analysis.
- (2) The Avg ESS index: we construct a regional index of cultural attitudes towards women based on the average level of disagreement with the following statement: "*When jobs are scarce, men should have more right to a job than women*" across regions. This is taken from the 2008 European Social Survey<sup>21</sup>.
- (3) Regional female labour force participation 15+: taken from the Spanish National Institute of Statistics (INE) for 2009.
- (4) Regional female labour force participation 25-54: from the same source.

<sup>21</sup> This indicator is similar to the Average World Value Survey Indicator in the previous section, except that it includes the answers to only one of the questions included in its international counterpart (the remaining questions are not available at Spanish regional level).

(5) Regional gender ratio (Men/Women) for time spent on housework: taken from the latest available wave of the Time Use Survey for Spain (2009).

Table 9 shows that the one-by-one correlations between these measures are generally lower across regions than across countries - See Table 3 for comparison. In particular, there seems to be a high correlation between the *Gender Housework Ratio* and *Female Labour Force Participation* (for all women and for the cohort of 25-54). The rest of the correlations are clearly weaker. A look at the sample statistics for the Spanish regional measures reveals that those which show lower correlations are associated with standard deviations above 0.20 and hence much higher than any of the corresponding deviations shown in the sample statistics for the international case - See Table 2. On the other hand, the deviations of the *Gender Housework ratio* and the *Female Labour Force Participation* measures are much more similar at around 0.05.

**Table 9**  
Correlation between regional gender equality measures in Spain

	Political Emp.	Avg. ESS	FLFP 15+	FLFP 25-54	Housework ratio
Political Empowerment	1				
Avg ESS Indicator	0.1509	1			
FLFP 15+	0.0468	0.1779	1		
FLFP 25-54	0.2241	0.3449	0.6518	1	
Housework ratio	0.3231	0.4098	0.4132	0.5403	1

Source: Own elaboration.

Given that we have only 14 regions, which makes cross-regional analysis highly imprecise, for the estimation exercise we carry out the analysis directly at student level, pooling the sample for all Spanish regions. We follow the same approach as before, estimating the student maths score for a set of individual, family and school variables, together with an indicator of *Female* and interactions between *Female* and each of the average regional measures of gender equality - equivalent to equation [2] in Section 3. The interaction of the gender dummy with the 2009 log GDP per capita and regional fixed effects are also included. The results are reported in Table 10.

In summary, the *Avg ESS index* and the *Gender Housework Ratio* are the main gender equality measures for improving girls' maths scores in Spain. In contrast with the analysis across countries the rest of the interactions here are not statistically significant. Therefore, more gender-equal regions - represented by an increase in the *Avg ESS index* or an increase in the time that men devote to housework relative to women - are associated with an improvement in maths among girls, thus reducing the negative gap. However, the significance of the coefficient for the interaction term of *Female* with the *Gender Housework Ratio*

disappears in the top quantile of the distribution range. The results here imply that the evidence is weaker across Spanish regions than across countries. This could be explained simply by the lower variability of equality measures at Spanish regional level.

**Table 10**  
The Impact of *Regional Gender-equality Measures* on Girls' Scores

	Average	25th	75th
Female* Political empowerment	-14.01 (36.07)	-32.40 (51.60)	-11.89 (43.85)
Female* Avg ESS indicator	<b>21.57***</b> <b>(5.44)</b>	<b>21.61***</b> <b>(7.65)</b>	<b>22.73***</b> <b>(8.11)</b>
Female* FLFP15+	4.55 (37.28)	-32.61 (54.55)	-23.81 (48.08)
Female* FLFP 35-54	66.93* (39.53)	36.17 (57.40)	47.88 (49.45)
Female* Housework ratio	<b>61.98**</b> <b>(31.46)</b>	<b>72.24*</b> <b>(41.49)</b>	14.27 (43.59)

Notes: Robust standard errors in parentheses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Individual level controls, school variables and regional fixed effects included. Castilla-León is taken as the region of reference. Students' final weights are used in the estimations. Observations: 19,695.

Source: Own elaboration.

### 5.3. The Intergenerational Transmission of Gender Roles

Next, instead of using regional averages of gender equality measures and interacting them with a gender indicator, we analyse whether individual test scores for Spanish students are affected by mothers' labour market status (as participants or not) and whether this impact differs by gender<sup>22</sup>. To that end we run OLS regressions of the maths test score on a set of demographic, family and school variables and regional fixed effects as well as indicators for *Female*, *Mother Participate* and interactions between the two. We also include, as before, *Father full-time* and an interaction with *Female*, to see whether there is any intergenerational transmission from the side of the father in Spain. This corresponds to equation [3] in Section 3. Table 11 reports the results.

<sup>22</sup> The correlation between *Mothers' Participation* and FLFP 25-54 across Spanish regions is 0.8591, which is lower than the cross-country correlation (which is 0.96) but also ensures that the mothers in the Spanish sample are representative of the population of women in that age cohort, and that the indicator can be used as a proxy for gender role attitudes. The reason why the correlation is lower now is that data restrictions led us to include younger women, from 25 to 35, an age interval which cannot include the mothers of our students.



**Table 11**  
The Impact of *Parental Labour Status* on Children's Scores in Spain

	Average	25th	75th
Female	-42.54*** (4.05)	-47.44*** (4.75)	-43.18*** (4.93)
Mother Participate	1.54 (2.51)	-1.07 (2.92)	3.34 (2.98)
<b>Female*<i>Mother Participate</i></b>	<b>8.37***</b> <b>(3.49)</b>	<b>10.06***</b> <b>(4.13)</b>	<b>7.95**</b> <b>(3.92)</b>
Father Working Full-Time	0.69 (2.62)	-3.36 (3.01)	2.54 (3.15)
<b>Female*<i>Father Full-Time</i></b>	<b>4.94</b> <b>(3.68)</b>	<b>5.32</b> <b>(4.26)</b>	<b>3.78</b> <b>(4.33)</b>
<b><i>Net effect on girls</i></b>	<b>9.91***</b> <b>(2.46)</b>	<b>8.99***</b> <b>(3.12)</b>	<b>11.29***</b> <b>(2.89)</b>
<b><i>R</i><sup>2</sup></b>	0.402	0.237	0.226

Notes: Robust standard errors in parentheses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Individual level controls, school variables and regional fixed effects are included. Castilla-León is taken as the region of reference. Students' final weights are used in the estimations. Observations: 19,695.

Source: Own elaboration.

Various aspects must be highlighted. First, a positive and significant coefficient for the interaction of *Female* with *Mother participate* is found both at the average and in the different quantiles of the distribution range. More importantly, those coefficients are much higher than the corresponding ones in the international estimation in all cases - See Table 6 for comparison. This suggests that the intergenerational transmission of gender role attitudes from mothers to daughters is stronger within Spanish families. However, given that the raw gap in maths is higher in Spain the reduction of the gap is very similar - it goes from 20 to 23 per cent depending on the estimation. Second, the coefficient of *Mother participate* which reflects the impact of this variable on boys (given that the interaction with *Female* is already included) is not significant, reflecting that boys' scores are not affected by their mothers' labour status in Spain. As found in the previous section, the fact that the interaction of *Father full-time* with *Female* is not significant indicates that there is no specific transmission from fathers to daughters. Finally, the quantile estimations reveal no significant differences in the impact of gender role attitudes throughout the score distribution for the Spanish case.

Next we look further into the transmission mechanism, as before, and examine whether there is a differential effect of *Mother participate* on girls' performances depending on the educational attainment of their mothers. An indicator is included for university/non-university education of the mother as well as her participation status. In contrast with the results in the previous section, the transmission of gender role attitudes in Spain is driven by highly-

educated mothers, since those girls whose mothers participate in the labour market and in addition have a university education perform significantly better in maths with respect to boys - in particular, 8.41 score points better, which amounts to a 23 per cent reduction of the gap.

## 6. CONCLUSIONS

For over a decade, researchers have paid attention to gender differentials at early stages of life (Goldin 1994; Hausmann *et al.*, 2008) as potential indicators of gender inequalities later in life, more specifically, in the labour market. Two examples of these early stage gender inequalities are (i) the underperformance of girls with respect to boys in maths competencies in PISA tests, which students take when they are about 15 years old; and (ii) the under-representation of women in technical careers such as engineering and maths. Both facts have been commonly observed in most industrialised countries, and indeed are likely to be correlated. Furthermore, these gender differences clearly affect subsequent professional careers and may help explain the gender differentials observed in the labour market in terms of wages, promotion, job stability and status.

Some argue that nature is the main determinant of these early gender differentials. However, another line of research -the social stratification hypothesis- argues that gender norms may be behind them. In this paper we follow the latter line of research and address the extent to which girls' maths performance improves in more gender equal societies, countries or regions within a country. The transmission of gender role attitudes across generations has also been the focus of a great deal of recent research on labour market outcomes. Having a working mother has been found to influence not only children's behaviour but also the gender role attitudes of adolescents strongly. However the role of culture and its implications for economic behaviour across generations is relatively unexplored in empirical studies on scholastic achievement. Our paper seeks to help fill this gap.

We make use of the 2009 PISA survey, which provides information on the performance of male and female students from 63 different OECD and partner countries. With this dataset, we provide empirical support for the social gender stratification hypothesis at international level and extend the analysis to relate social norms to gender differences in maths scores across regions within the same country, which constitutes a more homogeneous institutional setting. We make use of regional variation in Spain since it is the only country in PISA 2009 where regional disaggregation enables analysis across regions to be conducted. Furthermore, we investigate whether gender role attitudes within the family are transmitted from generation to generation, and measure the implications of such cultural transmission in terms of children's scholastic achievement.

As a descriptive device, we find that in most PISA 2009 participating countries and in all Spanish regions there is a significant gender gap in both maths and reading competencies. In particular, girls perform worse than boys in maths and better in reading. These gaps are exacerbated in detriment of girls among high-achieving students. The estimation exercises focus on the maths gender gap given the nature of the questions under analysis and the high correlation observed between the two gaps.

In order to test the gender stratification hypothesis we construct several gender equality measures at both country and regional levels, some of which have been already used in the relevant literature, which help us to validate new measures that we introduce. We find a positive and significant correlation between those indicators and the maths gender gap, suggesting that in more gender-equal societies - be they countries or regions within a country - girls reduce the gap in maths. This relationship is more apparent across countries than across regions in Spain.

Secondly, gender role attitudes within the family, as measured by the participation or not of mothers in the labour market, is found to affect girls' maths scores positively, suggesting some intergenerational transmission of gender identities from mothers to daughters, an effect that is bigger for girls at the lower end of the test score distribution range. This effect is stronger in countries with low female labour force participation (below average), and hence in societies where such mothers "*make a difference*" in terms of gender role attitudes relative to their counterparts. Interestingly, such transmission is found to be even stronger when we restrict the analysis to Spain, which belongs to the group of *low-participating* countries. In Spain it is mainly driven by the most highly-educated participating mothers. However, we find no significant differential effects by gender from having a father working full-time in the pooling of countries or in Spain, indicating that there is no such differential transmission from the father's side.

One possible interpretation of the transmission from the mother that has gained popularity over the last ten years (Bertrand, 2010) and which is highly consistent with our results lies on the idea that agents' decisions are driven by a *gender identity* that implies strong behavioural prescriptions indicating what it is appropriate for men and for women to do. Thus, those mothers who participate in the labour market are somehow breaking away from the traditional view of men working in the labour force and women staying at home - with much more intensity in societies where participating is not so common for women. Then, with this behaviour mothers transmit to their daughters this break with traditional gender roles, which makes the daughters feel that they can also compete in those subjects a priori better suited to boys. This ultimately leads to girls developing better maths skills and hence reducing the gap with boys in

maths. Another possible interpretation concerns differences in effort at school between girls whose mothers have different levels of participation in the labour market, but unfortunately we cannot test this hypothesis due to the lack of suitable information about effort and given the potential endogeneity problem associated with the unobservables of both mothers and daughters.

## BIBLIOGRAPHY REFERENCES

---

- BASU A. (2002). "Why Does Education Lead to Low Fertility? A Critical Review of Some of the Possibilities". *World Development*, 30, 1779-1790.
- BAKER, D. P. & JONES, D. P. (1993). "Creating gender equality: Cross national gender stratification and mathematical performance". *Sociology of Education*, (66) 91-103.
- BERTRAND, M. (2010). "New Perspectives on Gender". Chapter 17 *Handbook of Labor Economics*, Volume 4b.
- BRATTI, M., CHECCHI, D. & FILIPPIN, A. (2007). "Geographical differences in Italian students' mathematical competencies: evidence from PISA 2003". *Giornale degli Economisti e Annali di Economia* (66) 3: 299-333.
- BURT, K.B. & SCOTT, J. (2002). "Parent and Adolescent Gender Role Attitudes in 1990s in Great Britain". *Sex Roles*, 46, 239-45.
- CECCI, S. and W. WILLIAMS (2007). "Why Aren't More Women in Science?". *American Psychological Association*, Washington, US.
- CICCONE, A. & GARCIA-FONTES, W. (2009). "The quality of the Catalan and Spanish education systems: A perspective from PISA". *IESE Research Papers D/810*, IESE Business School.
- DE LA RICA, S. & GLEZ DE SAN ROMÁN, A. (2012). "Determinantes de las diferencias regionales en el rendimiento académico en España: PISA 2009". In Villar Notario, A. (Coord.): *Educación y Desarrollo PISA 2009 y el sistema educativo español*. Chapter 8. Madrid: Fundación BBVA.
- DOEPKE, M. & TERTILT, M. (2009). "Women's liberation: What's in it for men?". *Quarterly Journal of Economics*, 124, 1541-91.
- DOLLAR, D. & GATTI, R. (1999). "Gender Inequality, Income and Growth: Are Good Times Good for Women?". Policy Research Report on Gender and Development *Working Paper Series No. 1*, World Bank, Washington.
- FARRÉ, L. and F. VELLA (2013). "The intergenerational transmission of gender role attitudes and its implications for female labor force participation". *Economica*, 80, 219-247.
- FERNANDEZ, R. FLOGI, A. & C.OLIVETTI (2004). "Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics". *Quarterly Journal of Economics*, 119, 1249-99.
- FORTIN, N. (2005). "Gender Role Attitudes and the Labour-Market outcomes of Women across OECD countries". *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 21 nº 3.
- FRYER, R. & LEVITT, S. (2009). "An Empirical Analysis of the Gender Gap in Mathematics." *American Economic Journal: Applied Economics*.

- FUCHS, T. & WOESSMANN, L. (2007). "What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-Examination Using PISA Data". *Empirical Economics*, No. 32 (2), pp. 433-464.
- GALLAGER, A.M. & J.C. KAUFMAN. (2005). "Gender differences in mathematics: An integrative psychological approach". NY: *Cambridge University Press*, pp.316-332.
- GOLDIN, C. (1994). "The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History." In T. P. Schultz, (ed.): *Investment in Women's Human Capital and Economic Development*. Chicago, IL. *University of Chicago Press*, pp. 61-90.
- GUISO, L., MONTE, F., SAPIENZA, P. & ZINGALES, L. (2008). "Culture, Gender and Math". *Science*, 320(5880): 1164-1165.
- HAUSMANN, R., TYSON, L. & ZAHIDI, S. (2008). "The Global Gender Gap Report 2009". Geneva, Switzerland: *World Economic Forum*.
- KLASSEN, S. (2002). "Low Schooling for Girls, Slower Growth for All? Cross Country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development". *World Bank Economic Review*, 16, 345-373.
- KUCIAN, K., T. LOENNEKER, T. DIETRICH, E. MARTIN & M. VON ASTER. (2005). "Gender differences in brain activation patterns during mental rotation and number related cognitive tasks". *Psychology Science*, Vol. 47, pp. 112-131.
- LAWTON, C.A. & HATCHER, D.W. (2005). "Gender differences in integration of images in visuospatial memory". *Sex Roles*, 53 (9-10), pp. 717-725.
- PERI, G. & M. ANNELI (2012). "Non-Academic Skills, Choice of Partner and Peer/Teacher effects as determinant of the Gender Gap in the choice of College Major". In Boeri, T. (ed.): *Gender Gap in the Labor Market among Highly Educated: The role of Discrimination, Family and College Major*, Forthcoming, 2013.
- RIEGLE-CRUMB, C. (2005). "The cross-national context of the gender gap in math and science". In L. Hedges & B. Schneider (Eds.). *The social organization of schooling* pp. 227-243.
- SINGER, J. M. & J. E. STAKE (1986). "Mathematics and self-esteem: Implications for women's career choice". *Psychology of Women Quarterly* 10:339-352.
- SPELKE, E.S. (2005). "Sex differences in intrinsic aptitude for mathematics and science? A critical review". *American Psychologist* 60(9), 950-958.
- SCHULTZ, T.P. (2002). "Why Governments Should Invest More to Educate Girls". *World Development*, 30, 207-225.



# The Gender Pay Gap in Italy: Some Evidence on the Role of Decentralized Collective Bargaining \*

CHIARA GNESI <sup>a</sup>, STEFANO DE SANTIS <sup>a</sup>, STEFANIA CARDINALESCHI <sup>a</sup>

<sup>a</sup> *Italian National Institute of Statistics, Via Cesare Balbo 16, 00184 Roma, Italy. E-mail: gnesi@istat.it, sdesantis@istat.it, cardinal@istat.it*

## ABSTRACT

This paper aims to contribute to the existing literature on Gender Pay Gap (GPG), by using data collected by ISTAT with the Structural Earnings Survey (SES) for 2002, 2006 and 2010. The analysis focuses on the source of this wage gap in 2010, pointing out the role of bonuses related to performance in shaping gender gap in earnings. The analysis is carried out in three steps. After having assessed the existence of GPG in the Italian labour market with a descriptive analysis, the contribution of individual characteristics and institutional features (including decentralized collective bargaining at enterprise level) are pointed out over time. The analysis proceeds by isolating the subset of employees receiving performance pay (PP) in order to assess the role of PP in the gender gap in earnings. The analysis ends by pointing out the contribution of individual, job and firm characteristics to the probability of receiving PP. Can decentralized collective bargaining be considered as an element to promote an equal distribution of wages? Is PP the component of wage that gives the highest return on human capital?

*Keywords:* Gender Pay Gap, Bargaining, Bonuses, Regression, Probit.

## La brecha salarial de género en Italia: Algunas evidencias sobre el papel de la negociación colectiva descentralizada

## RESUMEN

Este trabajo trata de contribuir a la literatura existente sobre la brecha salarial de género mediante el uso de los datos recogidos por el ISTAT con la Encuesta de Ingresos Estructural (SES) por los años 2002, 2006 y 2010. En la primera parte, se evalúa la existencia de GPG en el mercado de trabajo italiano con un análisis descriptivo a lo largo de los años 2002-2010 subrayando el papel desarrollado tanto por las características individuales como por las características institucionales del mercado laboral y de la economía (incluyendo la negociación colectiva descentralizada a nivel de empresa). En la segunda el análisis evaluando el papel del PPD en la diferencia salarial de género. El trabajo se concluye destacando la influencia en la probabilidad de recibir PPD relacionada con las características individuales, profesionales y de las empresas. ¿La negociación colectiva descentralizada, puede ser considerada un elemento para promover una distribución equitativa de los salarios?. ¿Es el PPD el componente del salario que le da más alto rendimiento al capital humano?.

*Palabras Clave:* Brecha salarial, negociación, pagos por desempeño, regresión, probit.

*Clasificación JEL:* J31, J52, J71

---

\* *This paper is the result of a close cooperation between the authors. However, paragraphs 1 and 3 are realized by Stefano De Santis, paragraph 2 by Stefania Cardinaleschi, paragraphs 4, 5 and 6 by Chiara Gnesi and paragraph 7 by Stefania Cardinaleschi, Stefano De Santis and Chiara Gnesi.*

Artículo recibido en noviembre de 2015 y aceptado en diciembre de 2015

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. e-34110

## 1. INTRODUCTION

This paper aims to contribute to the existing literature on Gender Pay Gap (GPG), by assessing the GPG and testing its relationship with individual, job and firm characteristics in Italy during the period 2002-2010. The analysis also focuses on the source of wage gap, highlighting the effect onto the wage gap due to the variable part of salary related to performance bonuses.

The starting point is that the individual characteristics do not allow for an explanation of the whole GPG, as Human Capital approaches assert. In fact, the labour market is strongly characterized by a remarkable segregation of women, that is the first responsible for the gap in wages. As traditional decompositions of wages (i.e. the Oaxaca-Blinder and Juhn-Murphy-Pierce decompositions) show, GPG is not explained by differences in characteristics between men and women but it mostly arises from different returns to these characteristics, evidently related to gender discrimination. Women suffer from vertical and horizontal segregations as most of them are employed in low-paid sectors with short-term and part-time contracts and, at the same time, they are penalized by a glass ceiling that prevents them from reaching top positions. In this context, institutional factors, such as the nature of industrial relations, welfare state and wage formation system, can make a real difference in addressing the GPG.

Collective bargaining in Italy is essentially a voluntary system although there are some basic guarantees on trade union rights and pay in the national Constitution. The present bargaining system was introduced by the Agreement of 23 July 1993, which radically reformed the system of collective bargaining<sup>1</sup>. It restructured the links between industry and company level bargaining, and drew up new bargaining timetables. The 1993 agreement also laid the basis for a new system of workplace representation and finally ended the system of pay indexation - linking pay to prices - named the “scala mobile”. It divides the collective bargaining system into two different levels:

- a national level (projected to recuperate inflation);
- a decentralized level (to distribute earnings from productivity or profitability).

National level negotiations are intended to guarantee that pay keeps pace with prices and increases along with expected inflation; in addition, this negotiation level deals with a range of non-pay issues (such as working time, information rights and work organization). National level negotiation, in spite of being voluntary, covers over 95% of all workers, at average.

---

<sup>1</sup> For more details please visit the following link: <http://www.eurofound.europa.eu/efemiredictionary/agreement-of-23-july-1993>.



Decentralized level negotiations occurred at company level as well as on a district or regional basis, although this has occurred to a limited extent (particularly in construction, tourism, crafts and agriculture sectors). This level should provide a mechanism for the employees to take account of particular company level developments, such as improved productivity on the one hand or the risk of job losses on the other. In addition, company level negotiations also deal with changes introduced by the company, such as new working methods. Decentralized bargaining, however, covers less than half of all workers.

The largest proportion of the variable pay received by Italian workers pertains to this second level of bargaining.

In 2009 some important agreements were introduced in the bargaining system, recognizing a new centrality to the decentralized collective agreement. While these were agreed by the CISL and UIL confederations, they were not endorsed by CGIL, the largest of the three confederations<sup>2</sup>.

The most important changes introduced, compared with the system established by the 1993 Agreement, are:

- industry agreements run for three years, covering both pay and conditions issues, rather than the two years for pay and four years for conditions, as set out in the 1993 framework;
- pay increase in industry agreements are no longer linked to the forecast inflation rate but to the forecast European consumer price index for Italy - excluding energy consumption. Any differences between the forecast and actual inflation should be made up for within the three-year period of the agreement. Productivity improvements are now only to be taken account of in company level bargaining, which the government is encouraging through tax incentives. Where there is no company-level bargaining, employees should receive extra payments through a wage guarantee element ("elemento di garanzia retributiva, EGR"), to be agreed jointly by the two sides, and paid at the end of the three year period.
- the negotiating timetable has been changed: the unions must submit their claim six months before the end of the agreement, and the employers must respond within 20 days; strikes are prohibited during the last six months of an agreement and in the month after it runs out.

Considering the increasing importance that the normative has given to the decentralized collective bargaining in Italy starting from 1993, it is of particular interest to assess its role in shaping wage differences over time.

The main hypothesis is that decentralized collective bargaining is adopted by

---

<sup>2</sup> CISL stands for the *Italian Confederation of Trade Unions*, UIL for the *Italian Labour Union* and CGIL for the *Italian General Confederation of Labour*

enterprises that need to reorganize the productivity of their factors, for instance under a bigger competitive pressure (especially for the need of making labour factor more flexible). As a consequence of improved flexibility and according to neoclassic theory, these enterprises will reward the labour factor according with its productivity (we are implicit assuming levels of education and working experience as proxy of productivity). Assuming this hypothesis, decentralized collective bargaining should return on human capital equally and then contribute to the reduction of the GPG. The final aim of this work is to test what GPG theories fits better to the Italian case, pointing out the role of Performance Pay (PP) in returning human capital in a more equal way.

The analysis is carried out in three steps. After having assessed GPG in the Italian labour market over time with an explanatory analysis, the overall GPG is estimated, as well as the contribution of individual, job and firm characteristics. The analysis proceeds by isolating the subset of employees receiving bonuses related to performance in order to assess the role of PP in gender gap in earnings. It ends by modeling the probability of perceiving PP.

Can decentralized collective bargaining be considered as an element to promote an equal distribution of wages? Is the PP the component of salary that gives the highest return on human capital? These are the questions to which this work tries to give an answer.

## **2. LITERATURE ON GENDER PAY GAP: THE HUMAN CAPITAL AND THE INSTITUTIONAL APPROACHES**

Economic literature on GPG is ample and identifies a number of personal, institutional and structural influences that determine the gap between male and female earnings. Female participation to the labour market, occupational segregation, education, structure of wages, etc. are often identified as key drivers of GPG, as well as some unobservable variables that derive from bare discrimination.

The large debate can be summarized in two main approaches. Early approaches on the GPG used a Human Capital model. They argue that the earnings gap between men and women arises from the different investments (monetary, educational, daily engagement at work place) that differentiate the sexes. Following these approaches, the propensity of individuals to invest in formal and on-the job education depends on the expected return they will receive as a consequence of their investment. As women working life is characterized by a high number of breaks (women work fewer weeks per year and hours per week than men), women face many barriers to their advancement at higher levels of the job hierarchy, and the return of education tends to have a lower profit margin (Becker, 1971). Anticipating shorter and more discontinuous working lives, women have less incentive to invest in their own human capital,

and their resulting smaller human capital investments will lower their earnings in relation to those of men: the difference in earnings is the result of the different investments (Blau and Kahn, 2008).

The difference in earnings is increased on the side of employers who, predicting this tendency, foster the effects on the labour market. In fact, anticipating a lower return of the training on the job for women, they prefer to employ male labour force (Blau and Kahn, 2000). As a consequence, a substantial discrimination in the labour market is produced by both labour demand and supply. This implies that women are often overrepresented in low-qualified and part-time jobs, that tend to be relatively low-paying compared to predominantly male professional occupations and with less career opportunities (De Santis *et al.*, 2014a, 2014b).

Following on from the Human Capital approach, the gender pay gap is analyzed through some econometric models, in which wage is explained using a set of individual observable characteristics (e.g. education, age, qualification, tenure) as regressors and a dummy variable for gender. As a further development of this approach, the GPG has been statistically decomposed into two components: one due to gender differences in measured characteristics, and the other unobservable factors, such as discrimination. Such empirical studies provide evidence that most of the difference between male and female wages derive from unobservable factors, often related to labor market discrimination (Gnesi *et al.*, 2014).

Huge differences in both career opportunities and salaries among men and women have led to an occupational segregation of the sexes, as women are concentrated in lower paid occupation than men. This segregation can be either horizontal or vertical. The first phenomenon refers to the fact that females are employed in different and predominantly lower-paid occupations than males. In fact, female occupations are often referred to as the “five c’s”: cleaning, catering, caring, cashiering and clerical work. For these female occupations, wages tend to be lower as a result of over-supply of female labour force, being characterized by part-time jobs and labour market discrimination (Blau and Kahn, 2000).

Vertical segregation refers to the fact that males occupy higher-paid and skilled positions within the same occupation. This situation is closely related to the *glass ceiling*, an invisible barrier made of social conventions and norms, that makes advancement more demanding and difficult for women. As a consequence, there is a lack of women in senior and executive positions across all sectors of the workforce. As a result, the gender pay gap increases constantly and culminates for women in the middle of their career, prevented in advancing by a sticky floor.

Many other approaches follow the Institutional model that focuses on the differences between men and women that arise from institutional factors: individual characteristics play a very small role, because the GPG is mostly influenced by social norms, structural and institutional features of the labour market. Considering that sectors in which men and women are employed are characterized by a very different wage structure, changes of the wage structure impact women differently than men, producing better results in GPG than gender specific characteristics (Plantenga and Remery, 2006). Also the increase of the minimum wage can have a positive effect on GPG, as women are more represented in low-paid occupations (Blau and Kahn, 2000).

Following the institutional approaches, the nature of industrial relations, welfare state, wage formation system but also social norms, gender stereotyping and valuation of women's work, can play an important role in reinforcing and maintaining gender disparities in wages. In this sense, GPG between countries is due to structural differences in labour markets such as union density and patterns of wage bargaining rather than differences in the characteristics of females in the workplace.

One of the key elements that determine the wage structure is the nature of industrial relations that can have a significant impact on GPG. Some research find a positive correlation between trade union membership and lower GPG for unionized employees than non-unionized employees (ITUC, 2008); unionized economies and firms tend to have a lower overall wage dispersion that leads to a smaller GPG (Blau and Kahn, 2000). With specific reference to pay setting institutions, there is still not an agreement on the effect of different models of bargaining (centralized or decentralized). Most of the literature shows that "decentralized and individualized system should in this respect be assessed as a rather worrying development. As wages are increasingly set at local or company level, inter-firm and inter-industry wage differences may increase, thereby potentially increasing the gender pay gap" (Plantenga and Remery, 2006). Despite that, some empirical studies evidence that in recent years the decentralization of wage determination systems in Australia and Great Britain has produced a positive effect on GPG (Daly *et al.*, 2006).

Also the contribution of performance-based pay system to the GPG is still controversial. Performance bonuses seem to be related to individual characteristics, such as productivity and merit, and thus the return of individual characteristics tend to be greater for the receivers of bonuses than for those who do not (de la Rica *et al.*, 2010). In this way, PP increases the return of individual characteristics, mitigating the effect of wage structure that is more likely to return job and firm characteristics (Zizza, 2013). There are two opposite approaches on the contribution of PP to the GPG. Accordingly to one approach, the PP contributes to the decrease of GPG by returning equally skilled females

and males as the PP is related to productivity and merit more than other wage components. A second approach sees the bonuses received by females lower than those of males due to the female commitment to work being mostly reduced by family care-giving (Plantenga and Remery, 2006). Also the structure of female occupation decreases their possibility to receive any additional wages being mostly employed in small enterprises belonging to less competitive sectors (Ricci, 2010). According to the second approach, PP can contribute to increase wage differentials.

Recent studies have shown that in some countries, such as Spain (de la Rica *et al.*, 2010) and United States (Munoz-Bullon, 2010; Lemieux and Parent, 2009), most of the overall GPG derives from the gap in the variable part of wage (such as annual bonuses and allowances not paid at each pay period). The PP increases wage inequality as women are less likely to receive additional remuneration due to a lower job mobility and a presence in industries and firms in which a clear glass ceiling effect operates (de la Rica *et al.*, 2010).

A recent research shows that for Italy results differ. Selecting the sample of employers receiving bonuses linked to productivity, in 2002 the GPG amounts to 13% compared to the 18% among those not receiving them (Zizza, 2013).

Although there is an open debate on the nature and the sources of GPG, it is now considered as the most important indicator of equal pay in the labour market. In fact, the GPG belongs to the set of the European sustainable development indicators, which are used for assessing the progress made towards the renewed Lisbon Strategy, the European Employment Strategy (EES) objectives and with regard to the EU Sustainable Development Strategy. The gender pay gap is also a key indicator in the framework of the Strategy for equality between women and men of the European Commission.

The search of the most relevant drivers of wage differential is still an open question and the impact of bargaining models is a very complex subject, crossing social, economic and institutional aspects of economies and societies.

### 3. DATA SOURCES AND METHODOLOGY

The analysis is carried out by using data collected by ISTAT with the Structural Earnings Survey (SES) for 2002, 2006 and 2010. SES is a 4-year survey providing detailed and comparable information on both individual characteristics of employees (such as gender, age, occupation, length of service, highest educational level attained, etc.) and features of enterprises (dimension, sector of activity, localization) employing more than 9 persons in all sectors of economic activity from B to S (O excluded - NACE Rev. 2 classification).

SES consists of a two stage survey: sample survey of enterprises employing from 9 to 250 employees and a census on the ones with more than 250 employees

for the private sector. As regards to the public sector (excluding sections O and P), a census has been implemented.

SES offers a unique opportunity to study relationships between the level of remuneration and characteristics of employees and employers. The data are particularly attractive as they contain detailed information about some variables that are therefore potential candidates to explain the GPG (i.e. bargaining regime and single subject adopted). Moreover, in the form filled by employees, detailed information about wage compensation and its fixed and variable components are provided. In this way, it is possible to recognize ordinary (base wage and other components due to incentives for retirement and severance pay) and non-ordinary components (fixed and variable non-ordinary payments) in annual gross earnings. With reference to non-ordinary component, SES distinguishes between fixed annual ones, which are established at collective bargaining level and are known in advance being related to firms profits, and variable ones, which are not predetermined as they depends on incentives, returns and extraordinary profits. The latter has been identified as PP component, considered as being attached to individual performance.

Using SES data, we are able to make a trend analysis of the GPG in Italy, pointing out the role of decentralized collective bargaining in shaping wage differences and fostering the additional pay of those in highly qualified positions. Moreover, we can identify employees receiving PP and not receiving PP, distinguishing by individual, jobs and firm characteristics.

In the period of our analysis, the sample of SES was composed of 9.771, 6.015 and 8.297 enterprises and 87.753, 137.219 and 228.688 employees for 2002, 2006 and 2010, respectively. The analysis was carried out by using variables referring to both employers and employees regarding individual, job and firm characteristics. The presence of decentralized collective bargaining has been assessed using data referred to enterprise as the specific question has been included in the survey since 2006. Decentralized collective bargaining is here considered according to its normative definition: firm, corporate, territorial and other forms of collective bargaining. Only data refer to private sector has been considered as the public sector was excluded in the SES of 2002.

In the descriptive analysis, GPG has been estimated in the unadjusted definition used by Eurostat. According to this official definition, the unadjusted GPG represents the difference between average gross hourly earnings of male paid employees and of female paid employees as a percentage of average gross hourly earnings of male paid employees. The indicator has been defined as unadjusted (e.g. not adjusted according to individual characteristics that may explain part of the earnings difference) because it should give an overall picture of gender inequalities in terms of pay.

Wage regressions are estimated using data from SES for 2002, 2006 and 2010.

The wage regressions estimated follows this model:

$$\ln W_{ij} = \beta_0 + X_i \beta_2 + X_j \beta_3 + \varepsilon_{ij}$$

where:

- $W$  is the natural logarithm of yearly hourly wage (in euros) of employee  $i$  in firm  $j$ ;
- $X_i$  and  $X_j$  is a vector of individual and job, and firm characteristics, respectively;
- $\varepsilon_{ij}$  is the idiosyncratic error.

The individual and job characteristics included in the model refer to:

- Gender: dummy variable that takes the value 0 or 1 (reference is female);
- Age: categorical variable that takes on 6 categories: <20 (reference), 20-30, 30-40, 40-50, 50-60, >60;
- Years of formal education (as a continuous variable);
- Type of employment contract: dummy variable that takes the value 1 (long-term) or 0 (short-term or internship);
- Full-time or part-time job: dummy variable that takes the value 1 (full-time) or 0 (part-time);
- Tenure: length of service in enterprise in years, and its square (as continuous variables);
- Management position: dummy variable that takes the value 0 or 1 (reference is no management position);
- Performance pay: dummy variable that takes the value 0 or 1 (reference is no receiving PP);
- Interaction variable of gender and performance pay.

The firm characteristics included in the model refer to:

- Geographical localization of the enterprise classified according to Nomenclature of Territorial Units for Statistics NUTS level 1: North-east (that includes Trentino Alto Adige, Veneto, Friuli Venezia Giulia and Emilia Romagna), North-west as reference (Piemonte, Valle d'Aosta, Lombardia and Liguria), Centre (Toscana, Umbria, Marche and Lazio) and South and Islands (Abruzzo, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia and Sardegna).
- Size of enterprise in terms of employees employed: micro, as reference (up to 20 employees), small (between 21 and 50 employees), small-

medium sized (between 51 and 100 employees), medium sized (between 101 and 250 employees), medium-large (between 251 and 500 employees) and large (more than 500 employees);

- Principal economic activity of the enterprise classified according to the Classification of Economic Activity ATECO 2007<sup>3</sup> at the section level;
- Decentralized collective bargaining: dummy variable that takes the value 0 or 1 (reference is no decentralized collective bargaining).

Some descriptive statistics about variables included in the model are reported in Table 1.

**Table 1**  
Descriptive statistics  
(mean, standard deviation, skewness, kurtosis)

YEAR / VARIABLES	2002				2006				2010			
	Mean	Standard deviation	Skewness	Kurtosis	Mean	Standard deviation	Skewness	Kurtosis	Mean	Standard deviation	Skewness	Kurtosis
Gender	0,67	0,47	-0,74	1,54	0,64	0,48	-0,57	1,33	0,63	0,48	-0,52	1,27
Age	38,79	9,79	0,17	2,22	39,95	9,74	0,11	2,28	41,08	10,03	0,02	2,33
Education	10,60	3,33	0,21	2,10	10,97	3,38	0,15	2,14	10,90	3,33	0,05	2,10
Type of contract	0,95	0,22	-4,16	18,31	0,94	0,25	-3,55	13,60	0,91	0,29	-2,84	9,06
Full-time	0,87	0,33	-2,26	6,09	0,89	0,32	-2,42	6,84	0,84	0,36	-1,88	4,52
Tenure	11,07	6,14	0,54	1,68	10,55	5,91	0,71	1,96	10,25	5,73	0,81	2,19
Management position	0,12	0,33	2,28	6,20	0,10	0,29	2,74	8,49	0,12	0,32	2,40	6,77
North west	0,41	0,49	0,38	1,15	0,37	0,48	0,55	1,30	0,35	0,48	0,62	1,38
North east	0,25	0,43	1,18	2,39	0,25	0,43	1,14	2,30	0,26	0,44	1,10	2,22
Centre	0,21	0,41	1,39	2,93	0,19	0,39	1,55	3,42	0,20	0,40	1,52	3,31
South and island	0,13	0,34	2,16	5,66	0,19	0,39	1,62	3,61	0,19	0,39	1,57	3,46
Micro	0,20	0,40	1,51	3,27	0,17	0,37	1,77	4,13	0,17	0,37	1,78	4,18
Small	0,17	0,37	1,78	4,16	0,17	0,38	1,72	3,95	0,17	0,38	1,72	3,96
Small-medium	0,11	0,31	2,56	7,53	0,11	0,32	2,43	6,92	0,11	0,31	2,50	7,25
Medium	0,12	0,33	2,28	6,22	0,14	0,34	2,13	5,55	0,13	0,34	2,18	5,75
Medium large	0,08	0,27	3,08	10,50	0,08	0,27	3,04	10,23	0,86	0,28	2,94	9,69
Large	0,32	0,47	0,76	1,58	0,32	0,47	0,74	1,55	0,33	0,47	0,72	1,51
Decentralized collective bargaining	0,55	0,50	-1,90	1,03	0,47	0,50	0,10	1,01	0,39	0,49	0,43	1,19
Performance pay	0,34	0,47	0,65	1,42	0,34	0,47	0,67	1,44	0,27	0,44	1,05	2,10

Source: Our elaborations on the Structure of Earning Survey, ISTAT, years 2002, 2006 and 2010.

A particular attention has been given to the presence of performance bonuses in influencing wage differentials. The analysis of the PP contribution to the overall gender pay gap has been made by running a wage regression and controlling for employees receiving PP and not receiving PP. Furthermore, a probit model has been estimated to model the probability of granting PP.

<sup>3</sup> ATECO 2007 is Italian 1 version of the European nomenclature, Nace Rev. 2, published in the Official Journal of 20 December 2006 (Regulation (EC) no 1893/2006 of the European Parliament and of the Council of 20 December 2006).



In the probit model the dependent variable is represented by the dummy variable that identifies the perceivers of performance pay, while the explicative variables are the same described above.

We are aware that measuring the Gender pay gap on the SES data suffers of potential self-selection problems<sup>4</sup>. Eurostat (2009) demonstrated that for Italy, self-selection into paid employment is not an issue, as well as the omission of employees in small firms and agriculture sector; controlling for self-selection into employment is not feasible in the current SES because it lacks the variables that are key in explaining such selection processes. For some European countries (among which Italy) the differences between OLS GPG and OLS GPG with sample correction into employment are not remarkable (less than half a percentage point).

#### **4. HOW LARGE IS THE GENDER PAY GAP IN ITALY: A TREND ANALYSIS**

In 2010, the yearly average earning is €14,6 per hour: €15,9 for men against €13,4 for women, that implies a GPG, measured as the percentage difference between male and female hourly earnings as a proportion of male hourly earnings, equal to 15,7%; this means that men earn 16% more than women, *ceteris paribus* (Figure 1). In the nine years considered, the gender pay gap has decreased from 16,7% in 2002 to 15,7% in 2010. Decreasing has been more consistent from 2002 to 2006, equal to 3,7%, compared to those from 2006 to 2010, equal to 2,2%. The GPG has decreased in this period because both males and females hourly wages increased, but female ones most consistently (+27,6%) than males ones (+26,2%); looking at the first four year, the differential of growth rate has been nearly equal to one percentage point (14,3% for females and 13,5% for males), while in the second four years the differential is the half (respectively, 11,7% and 11,2%).

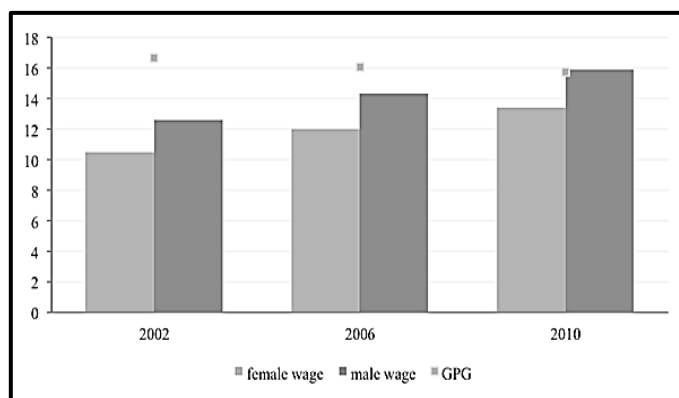
In order to analyze the impact of decentralized collective bargaining in the structure of wages, the dataset has been decomposed in two subsets: one of those enterprises doing collective bargaining and one of those do not. Results show that GPG is lower in the absence of decentralized collective bargaining (12,2%) than when it is practiced (16,7%). In enterprises doing decentralized collective bargaining, on average, the hourly earnings are higher, both for males and females (in 2010 are €18,6 and €15,5, respectively) than in enterprises where it is not applied (€13,9 for males and €12,2 for females); although the wages are higher for both sexes in presence of bargaining, the percentage

---

<sup>4</sup> Structure of Earnings Survey (SES) database only includes individuals in paid employment and does not include employees in small firms (less than 10 employees), in agriculture and the self-employed.

difference of wages is more considerable. The reduction of GPG for the whole dataset is confirmed (-5,7%), although for those enterprises doing collective bargaining it is more than double than in enterprises not doing (-5,1% versus -2,4%). The decrease of GPG has occurred together with the natural increase of wages: the increase of wages has been particularly evident in case of absence of bargaining, as female wages increase by 32,8% and male wages by 32,4% from 2002 and 2010. The descriptive analysis confirms our main idea that collective bargaining is very important in shaping wages structure and, at the same time, in contributing to wage differentials. Unfortunately, evidence confirms that decentralized collective bargaining still increases the gender pay gap in Italy (Figure 2).

**Figure 1**  
GPG\*, females and males hourly yearly wage, 2002-2010



\* GPG is calculated as difference between average gross hourly earnings in euros of male paid employees and of female paid employees as a percentage of average gross hourly earnings in euros of male paid employees.

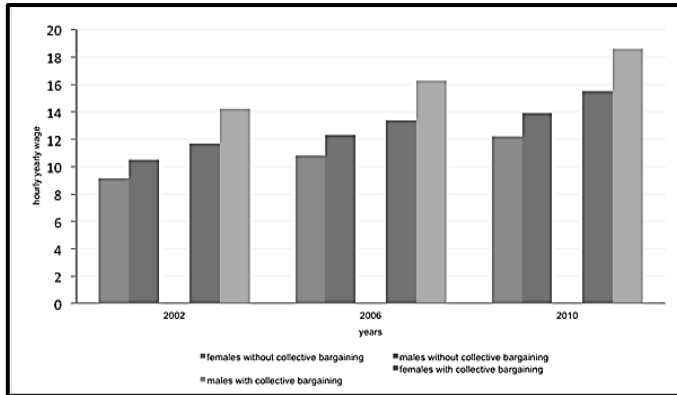
Source: Our elaborations on the Structure of Earning Survey, ISTAT, years 2002-2006-2010.

Looking at bonuses related to performance, in 2010 only 26,7% receive PP: among them, 97% have a long-term contract, almost 40% have more than 15 years of working experience in the enterprise, and 85% occupy management position. Referring to education, it is worth noticing that the half of the receivers PP have an upper secondary education, 35% lower secondary education and only 11% first stage or secondary stage of tertiary education. With reference to gender, one third of employees (32% females and 68% males) granting PP are females: they are, on average, younger and have more years of education than men.

In order to look at the impact of PP in the gender earnings gap, the dataset has been decomposed in another two subsets, corresponding to employees

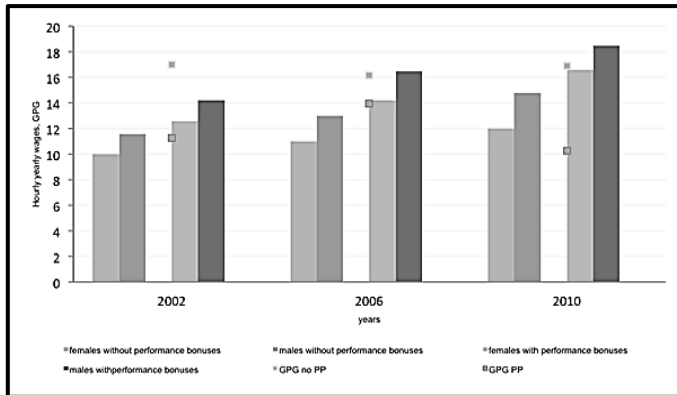
receiving PP and employees not receiving PP.

**Figure 2**  
Females and males hourly yearly wages in euros with and without decentralized collective bargaining; years 2002, 2006, 2010



Source: Our elaborations on the Structure of Earning Survey, ISTAT, years 2002-2006-2010.

**Figure 3**  
GPG\*, females and males hourly yearly wages in euros with and without performance pay, 2002-2010



\* GPG is calculated as difference between average gross hourly earnings in euros of male paid employees and of female paid employees as a percentage of average gross hourly earnings in euros of male paid employees.

Source: Our elaborations on the Structure of Earning Survey, ISTAT, years 2002-2006-2010.

Results show that the remuneration connected to performance has a positive influence on the equal distribution of wages as it increases hourly wages in each of the years considered (Figure 3). In 2010, the hourly earnings is €16,6 for

females and € 18,5 for males receiving bonuses, against € 12,0 and € 14,8, respectively, for those do not. The interesting result is related to the fact that this increase affects gender indifferently and is even favorable to females: from 2002 to 2010 female earnings increase by 31,7% with respect of males ones by 30,3%. The effect on wage distribution is to promote equality: GPG accounts of 10,3% for employers receiving PP compared to 16,9% for those who do not. Also the impact over time goes in the same direction: from 2002 to 2010, the GPG of receivers of bonuses decreased by nearly 9,0%, while the GPG of those not PP was substantially stable over time.

These findings seem to be in line with the branch of research which considers bonuses the part of salary that is more attached to individual characteristics and, then, able to mitigate the effect of discrimination on wages distribution.

## **5. WHICH IS THE MORE SUITABLE THEORY TO EXPLAIN GPG IN ITALY?**

The empirical evidence emerged in the descriptive analysis encourages our hypothesis to test the most important determinants of GPG in Italy in order to find out the more suitable theory for the Italian case.

A wage regression has been estimated using data for each of the year considered: the dependent variable is the natural logarithm of average hourly earnings, and the independent variables are referred to individual, job and firms characteristics, as described in section 4.

The gender dummy is highly significant in all regressions, showing a positive effect on log-hourly wage of men (Table 2). The wage gap ranges from 13% in 2010 to 14% in 2002 and 2006, that implies that in all the years considered men earn more than women, independently from individual, firm and job characteristics. In line with the descriptive analysis, the gender gap shows a decreasing trend over this period reducing the differences in wages between men and women.

The analysis of the contribution of the explanatory variables is in line with literature. The return of formal education is higher the greater are the years of education; age, considered as a proxy of capabilities and expertise acquired in informal way, has a positive return to hourly wages, in particular in middle ages. Also the years of working experience are highly significant, confirming that the skills gained at work and the training on the job increase remuneration, *ceteris paribus*; but the sign of the coefficient of tenure square shows that the return of experience is positive but at a decreasing rate.

The contributions of job and firm characteristics are significant too. As expected, long-term job has a positive differential in respect to short term ones, both for short-term contracts and internships. Similar results are obtained with

full-time jobs, which have a positive impact to hourly wage mostly due to the fact that long-term and full-time workers can achieve awards and benefits more easily, and can work overtime so are paid more. Hourly wages are higher especially if the worker has management responsibilities, that represents the variable with the highest (positive and significant) coefficient. Larger enterprises offer higher wages compared to smaller one, as well as those enterprises located in the north pay their employees the most.

**Table 2**  
Logarithm hourly wage regressions

VARIABLES	2002	2006	2010
Gender	0.14***	0.14***	0.13***
Age 20-30	0.13***	0.11***	0.01***
Age 30-40	0.20***	0.16***	0.07***
Age 40-50	0.21***	0.16***	0.10***
Age 50-60	0.17***	0.13***	0.07***
Age >60	0.08***	0.11***	0.01***
Education	0.04***	0.03***	0.04***
Type of contract	0.09***	0.10***	0.06***
Full-time employees	0.02***	0.12***	0.11***
Tenure	0.06***	0.07***	0.07***
Tenure square	-0.01***	-0.00***	-0.01***
Management position	0.32***	0.33***	0.37***
North-east	-0.03***	-0.03***	-0.05***
Centre	-0.03***	-0.03***	-0.04***
South and Islands	-0.11***	-0.08***	-0.09***
Small	0.06***	0.04***	0.02***
Small-Medium	0.05***	0.04***	0.05***
Medium	0.09***	0.06***	0.03***
Medium-large	0.11***	0.11***	0.04***
Large	0.13***	0.20***	0.10***
Decentralized collective bargaining	0.11***	0.05***	0.10***
Performance pay	0.08***	0.07***	0.09***
Sex*performance pay	-0.06***	-0.01***	-0.03***
No. Observations	7.590.414	8.438.887	8.503.062
R sq.	0.50	0.31	0.35

*Estimations also control for industry dummies and occupational dummies, coefficients not reported for brevity, \*\*\*p<0,01*

*Source: Our elaboration on the Structure of Earning Survey, ISTAT, years 2002,2006,2010.*

Decentralized collective bargaining influences wages positively, confirming the results of descriptive analysis. Despite being significant in all the years considered, its effect is not uniform over time, ranging from 11% of 2002 to 5% in 2010. Another significant element is the interaction variable referred to gender and PP, whose coefficient is significant and negative. This suggests that PP does not discriminate gender as, on average, the PP contributes to decreasing the wage gap between males and females.

The effect of individual, job and firm characteristics has been analyzed by controlling for males and females, separately (Table 3). Looking at human capital variables, we can see that the return of formal education and, especially, work experience is greater for females than for males, as coefficient of education and tenure show. The fact that women do not really succeed in increasing their wage is the evidence of the “glass ceiling” that operates in reducing the positive contribution of human capital. When considering firm characteristics, the impact of decentralized collective bargaining on the increase of wage is higher for man than for women, while performance pay returns women more than man.

Even now decentralized collective bargaining reflects the structural framework and seems to reproduce the same kind of discrimination.

**Table 3**  
Logarithm hourly wage regressions, broken down by gender

VARIABLES	2002		2006		2010	
	Females	Males	Females	Males	Females	Males
Age 20-30	0.03***	0.03***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***
Age 30-40	0.07***	0.14***	0.11***	0.08***	-0.03***	0.03***
Age 40-50	0.14***	0.22***	0.19***	0.13***	0.02***	0.10***
Age 50-60	0.16***	0.24***	0.20***	0.12***	0.06***	0.12***
Age >60	0.10***	0.19***	0.16***	0.08***	0.02***	0.10***
Age 20-30	0.07***	0.06***	0.17***	0.05***	-0.02***	0.03***
Education	0.041**	0.04***	0.03***	0.03***	0.04***	0.04***
Type of contract	0.06***	0.11***	0.07***	0.13***	0.01***	0.10***
Full-time employees	0.03***	-0.01***	0.11***	0.16***	0.10***	0.13***
Tenure	0.07***	0.05***	0.09***	0.06***	0.08***	0.06***
Tenure square	-0.0***	-0.0***	-0.00***	-0.00***	-0.00***	-0.00***
Management position	0.28***	0.33***	0.23***	0.37***	0.32***	0.39***
North-east	0.09***	0.12***	0.05***	0.09***	0.08***	0.10***
Centre	0.04***	0.10***	-0.01***	0.08***	0.02***	0.05***
South and Islands	0.07***	0.10***	0.00***	0.07***	0.06***	0.05***
Small	0.04***	0.06***	0.01***	0.06***	0.00	0.02***
Small-Medium	0.06***	0.05***	0.01***	0.06***	0.05***	0.06***
Medium	0.06***	0.10***	0.00	0.09***	0.00	0.06***
Medium-large	0.09***	0.12***	0.06***	0.13***	0.01***	0.06***
Large	0.12***	0.13***	0.14***	0.24***	0.06***	0.13***
Decentralized collective bargaining	0.06***	0.13***	0.03***	0.05***	0.09***	0.10***
Performance pay	0.11***	0.01***	0.10***	0.04***	0.12***	0.04***
No. Observations	2.482.863	5.107.551	3.058.592	5.380.295	3.182.715	5.320.347
<b>R sq.</b>	<b>0.26</b>	<b>0.30</b>	<b>0.31</b>	<b>0.31</b>	<b>0.34</b>	<b>0.36</b>

Estimations also control for industry dummies and occupational dummies, coefficients not reported for brevity, \*\*\* $p < 0,01$

Source: Our elaboration on the Structure of Earning Survey, ISTAT, years 2002-2006-2010.

## 6. CAN PERFORMANCE-PAY BE A SOLUTION TO DECREASE WAGE DISCRIMINATION?

The most interesting finding of the wage regressions is the non-discriminatory interaction between gender and PP. The extent to which PP affects the gender pay gap can be assessed by running a wage regression, by controlling for those employees receiving bonuses linked to productivity (PP=1) and for those do not (PP=0).

Of course the probability of receiving PP, as most of the economic relations, may be affected by *reverse causality* (Blau and Kahn, 2003), as a consequence of the concentration of women into typically female sectors that are more suitable for life and work reconciliation. As SES dataset does not permit to introduce variables to control these kind of phenomena, we investigate the correlation between the distribution of employees across the economic sectors and the incidence of PP (as a percentage of yearly wage). Results show weak correlations that cannot invalidate our research hypothesis (Tables 4 and 5).

**Table 4**

Employees broken down by economic sector (ATECO 2007) and gender, incidence of bonuses and performance pay on yearly hourly wages - in percent

Economic sectors	Employees		Incidence of PP on yearly hourly wage
	Males	Females	
B	0.40%	0.11%	15.24%
C	35.58%	21.27%	11.22%
D	1.16%	0.36%	15.91%
E	2.28%	0.69%	13.85%
F	8.37%	1.92%	11.41%
G	10.85%	15.93%	14.63%
H	11.68%	4.62%	12.42%
I	3.20%	6.02%	15.25%
J	4.03%	3.96%	14.5%
K	4.37%	5.19%	15.96%
L	0.16%	0.23%	13.19%
M	2.41%	3.62%	13.53%
N	6.83%	12.13%	13.68%
P	1.22%	2.21%	9.77%
Q	6.15%	19.80%	9.35%
R	0.80%	0.88%	14.01%
S	0.50%	1.07%	10.17%
<b>TOTAL</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>12.46%</b>

Source: Our elaboration on the Structure of Earning Survey, ISTAT, year 2010

**Table 5**  
Pearson correlation coefficients between employment,  
incidence of performance pay, by gender

Correlation	Incidence of PP
Males	-0.25
Females	-0.30

Source: Our elaboration on the Structure of Earning Survey, ISTAT, year 2010

Gender is statistically significant in both regressions but the differential on hourly wage is lower for employers receiving PP (Table 6). These findings confirm the evidence that PP decreases wage differential among sexes, by reducing the gap in wages between males and females.

**Table 6**  
Logarithm hourly wage regressions, dependent variable: log yearly hourly wage

Variables	PP=0	PP=1
Gender	0.12***	0.11***
Age 20-30	0.02***	0.01***
Age 30-40	0.08***	0.17***
Age 40-50	0.09***	0.24***
Age 50-60	0.08***	0.18***
Age >60	0.02***	0.09***
Education	0.04***	0.05***
Type of contract	0.12***	0.07***
Full-time employees	0.12***	0.07***
Tenure	0.08***	0.03***
Tenure square	-0.00***	0.00***
Management position	0.40***	0.31***
North-east	0.05***	0.05***
Centre	-0.04***	-0.05***
South and Islands	-0.10***	-0.05***
Small	0.02***	-0.03***
Small-Medium	0.05***	0.03***
Medium	0.04***	0.02***
Medium-large	0.04***	0.02***
Large	0.09***	0.10***
Decentralized collective bargaining	0.10***	0.08***
<b>No. Observations</b>	<b>6.230.615</b>	<b>2.272.446</b>
<b>R sq.</b>	<b>0,35</b>	<b>0,34</b>

Estimations also control for industry dummies and occupational dummies, coefficients not reported for brevity

Source: Our elaboration on the Structure of Earning Survey, ISTAT, year 2010 \*\*\*p<0,01.

With regard to human capital variables (i.e. age and education) they show significant coefficients in both cases and show higher market returns for receivers



of PP than for workers do not; the only exception is the length of service in enterprises, mainly because it deals with the expertise directly related to job and firm. Conversely, returns of job characteristics (type of employment contract, working time, management position and length of service in enterprises) are higher for employees that do not receive PP. In the same direction go the returns of characteristics of firm (dimension, localization), markedly favorable to non-PP employees. Also decentralized collective bargaining has a higher market return for employees not receiving PP, in line with the other variables referred to institutional structure of wages. This result may be due to the fact that decentralized bargaining considers some features related to job (particularly, tenure) the key element in the increase of wages.

Our evidence confirms that PP is *more attached to the worker* and non-PP salary *more attached to the job* in Italy in 2010, giving a positive contribution to the reduction of GPG.

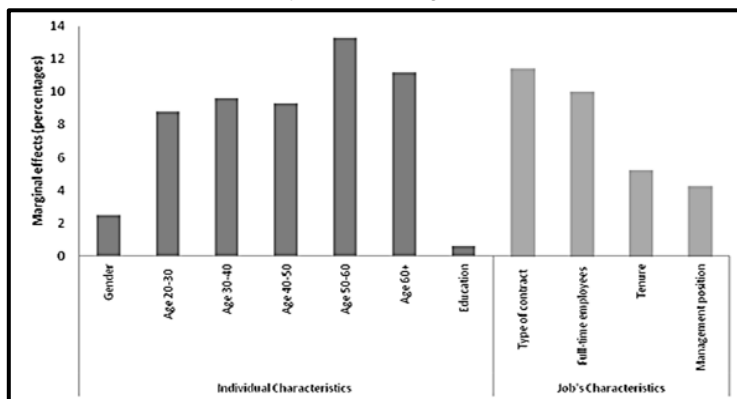
Finally, we modelled the probability of perceiving PP with a probit regression in order to point out which are the most relevant factors in influencing the probability of having the performance pay.

In Table 7 are reported the regression coefficients<sup>5</sup> and the predicted probabilities of receiving PP; the marginal effects are calculated holding all other variables in the model at their means (in case of continuous variables) or the discrete change from the base level (for factor level). From the results of estimations, we notice that the probability of receiving PP is influenced from gender: being a male increases the probability of receiving PP by 2,5% (Figure 4). With regard to other individual characteristics, age is particularly significant for those people who have reached maturity: employers between 50 and 60 years, having gained experience, increase their chance to receive PP by 13% with respect to the younger (<20). The number of years of education has a positive impact on the probability of perceiving PP despite of moderate extent. Looking at job characteristics, having a full-time contract has a considerable impact in increasing the probability of receiving PP, mostly due to a greater commitment and involvement in the job than employees with part-time contracts. Coherently, type of employment contract significantly influences the probability of receiving PP. As expected, having a long-term and a full-time contract increases the chance of PP by 11% and 10%, respectively. This may suggest that flexible labour force is less likely to receive PP as they have less bargaining power, are less commitment and participation to job.

---

<sup>5</sup> The probit regression coefficients give the change in the z-score or probit index for a one unit change in the predictor.

**Figure 4**  
Contribution of individual and job characteristics  
to the probability of perceiving PP\*\* - Year 2010



\*\* Results are based on a probit model to explain employees participation in PP jobs.

Source: Our elaborations on the Structure of Earning Survey, ISTAT, year 2010.

**Table 7**  
Probit estimation, coefficients and marginal effects.  
Dependent variable: receiving performance pay (1/0)

Variables	Coefficients	Marginal effects
Gender	0.10***	0.03
Age 20-30	0.43***	0.09
Age 30-40	0.47***	0.10
Age 40-50	0.45***	0.09
Age 50-60	0.61***	0.13
Age >60	0.50***	0.11
Education	0.026***	0.05
Type of contract	0.46***	0.11
Full-time employees	0.41***	0.1
Tenure	0.21***	0.05
Tenure square	-0.01***	-0.00
Management position	0.17***	0.04
North-east)	-0.05***	-0.01
Centre	-0.12***	-0.03
South and Islands	-0.19***	-0.05
Small	0.12***	0.02
Small-Medium	0.44***	0.1
Medium	0.50***	0.11
Medium-large	0.67***	0.16
Large	0.92***	0.24
Decentralized collective bargaining	0.87***	0.22
Constant	-3.41***	
<b>LR Chi2</b>	<b>0.24</b>	

Estimations also control for industry dummies and occupational dummies, coefficients not reported for brevity, \*\*\* $p < 0,01$

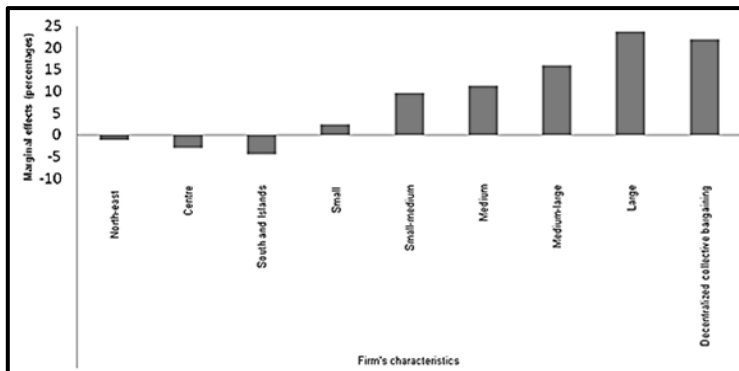
Source: Our elaboration on the Structure of Earning Survey, ISTAT, year 2010.

Still looking at characteristics of job, having a management position and years of service in enterprise increases the probability of receiving PP in a considerable way, by 5,2% and 4,2%, respectively.

Also features related to the firm have high impact on PP. Size of enterprise is definitely a significant variable: the larger the enterprise, the greater the probability of receiving PP; an enterprises with more than 500 employees has a 24% greater probability of granting PP than one with less than twenty employees (Figure 5). Geographical localization is also significant: PP are more likely to be found in the North-east of Italy, while the South is the territorial unit with the lowest probability. Decentralized collective bargaining is one of the most significant variables with a positive contribution to PP of 22%. This result reflects one of the most relevant features of decentralized collective bargaining in Italy; although it is practiced at company level, it has to deal with PP, that is completely related to individual performance, in practice.

**Figure 5**

Contribution of firm characteristics to the probability of perceiving PP\* - Year 2010



\* Results are based on a probit model to explain employees participation in PP jobs.

Source: Our elaborations on the Structure of Earning Survey, ISTAT, year 2010.

## 7. CONCLUSIONS

This statistical exercise provides evidence that it is not so clear which of the two main literary approaches on GPG fits better for Italy.

Despite the gap in wages has decreased over this period, and the return of education of women is higher than those of men, in particular for tertiary education, the institutional factors, such as segregation on low-paid sectors and a different wage structure, still discriminate women and determine a significant wage differential. Still now, women have to face the *glass ceiling*, that consists

in an invisible barrier, made of social conventions and norms, that makes promotion to the next stage most demanding and difficult for women.

In spite of normative rules have increase the role of decentralized collective bargaining, the system is not able to decrease the GPG in a remarkable way. In fact, although wages increased for both sexes in presence of bargaining, the percentage difference of wages is still considerable. Its presence implies a more flexible way to return the employees but it also reflects the institutional framework by reproducing the same kind of discrimination. This evidence seems to be consistent with the Institutional approach.

When considering the component of wages related to individual performance, GPG decreased. Remuneration connected to performance has a positive influence on the equal distribution of wages, as it gives higher returns to characteristics of the employees than to those of jobs and firms. We found the evidence that PP is more attached to the worker and non-PP salary more attached to the job in Italy in 2010. This is translated in a positive contribution to GPG as women education endowment receives a higher market reward. It seems that when wages are related to individual performance, human capital is returned more equally.

At the moment, in spite of normative rules increasing the role of decentralized collective bargaining, the system is not able to decrease the GPG significantly. The decentralized collective bargaining could be a key element in decreasing the wage gap but it is not working in that direction. Coherently with the other variables referred to institutional structure of wages, it returns more job and firm characteristics than individual ones. Being centered on some features related to job (particularly, tenure), it seems to reproduce discrimination and is not able to promote an equal distribution of wages. Besides, the access of women to performance pay is still low and it is in turn influenced by mechanism of horizontal and vertical segregation. As the market solution to gender gap is not a solution, the only way to tackle the GPG is through policies that directly address the problem by changing the wage system and promoting equal distribution of wages.

Moreover, mix of policies that consider both human capital and institutional factors could represent a better way to address the problem and contribute to increase distribution policy effectiveness.

## **BIBLIOGRAPHY REFERENCES**

---

ADDABBO T.; FAVARO D.; MAGRINI S. (2007). "The distribution of the gender wage gap in Italy: does education matter?". *Center for Economic Research Working Paper*, Volume number:4.

- ADDABBO T.; FAVARO D (2007). "Differenziali salariali per sesso in Italia. Problemi di stima ed evidenze empiriche". In Rustichelli (ed.): *Esiste un differenziale retributivo in Italia? Il lavoro femminile tra discriminazioni e diritto alla parità di trattamento*.
- BECKER G. (1971). "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education". *National Bureau of Economic Research*, The University of Chicago Press.
- BECKER G. (1985). "Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor". *Journal of Labor Economics*, Volume Number: 3.
- BLAU F.; KAHN L. (2000). "Gender Differences in Pay". *Journal of Economic Perspectives*, *American Economic Association*, volume number: 14, pp. 75-99.
- BLAU F.; KAHN L. (2003). "Understanding International Differences in the Gender Pay Gap". *Journal of Labour Economics*, volume number:21, pp. 106,144.
- BLAU F.; KAHN L. (2008). "Women's work and wages". In *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan
- DALY A.; KAWAGUCHI A.; MENG X.; MUMFORD K. (2006). "The Gender Wage Gap in Four Countries". *Institute for the Study of Labor (IZA)*, Discussion Paper Volume number: 1921.
- DE BLAS A.; CORRALES-HERRERO H.; MARTIN-ROMAN A (2012). "Glass Ceiling or Slippery Floors? Understanding Gender Differences in the Spanish Worker's Compensation System". *Estudios de Economía Aplicada*, Volume Number 30(1), pp. 311-340.
- DE LA RICA S.; DOLADO J.J.; VEGAS R. (2010). "Performance pay and the gender wage gap: evidence from Spain?". *Institute for the Study of Labor (IZA)*, Discussion Paper Volume number: 5032.
- DE SANTIS S.; CARDINALESCHI S.; ROCCI F. (2014a). "Occupational segregation and patterns of wage bargaining: evidences from Italy". Paper presented at the 13th Eurasia Business and Economics Society, Istanbul, Turkey.
- DE SANTIS S.; GNESI C.; CARDINALESCHI S.(2014b). "Occupational Segregation and Patterns of Wage Bargaining: Evidences from Italy". Paper presented at the XI Jornadas de Economía Laboral , Barcellona, Spain.
- EUROFOUND (1993). "Agreement Of 23 July 1993". Available at: <http://www.eurofound.europa.eu/efemiredictionary/agreement-of-23-july-1993> (13th December, 2015).
- EUROFOUND (2010). "Addressing the gender pay gap: Government and social partner actions". Eurofound Publications.
- EUROSTAT (2009). "Development of econometric methods to evaluate the Gender pay gap using Structure of Earnings Survey data". 03/11/2009. Available at: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> (28<sup>th</sup> October, 2015).
- FRANCINE D.B.;LAWRENCE K. (2000). "Gender Differences in Pay". *Journal of Economic Perspectives*, Volume Number: 14, pp. 75-99.
- GNESI C.; DE SANTIS S.; CARDINALESCHI S. (2014). "Gender Pay Gap and Decentralized Collective Bargaining: Evidence from Italian Firms". Paper presented at the 13th Eurasia Business and Economics Society, Istanbul, Turkey.
- INSTITUTE FOR SOCIAL RESEARCH (2007). "Influence of collective bargaining model on gender wage gap".
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION (2012). "Gender Equality and Social Dialogue: An Annotated Bibliography". ILO Social Dialogue Sector, International Labour Office.

- INTERNATIONAL TRADE UNION CONFEDERATION (2008). "The Global Gender Pay Gap", ITUC report.
- NEW JNCHEES EQUALITY WORKING GROUP (2011). "The Gender Pay Gap - A Literature Review". Available at: <http://ucea.ac.uk/download.cfm/docid/39012615-27AC-42CA-9FE9EC1B5F23B422> (28<sup>th</sup> October, 2015).
- LEMIEUX T.; PARENT D. (2009). "Performance pay and Wage inequality". *Quarterly Journal of Economics*, Volume number: 124, pp. 1-49.
- MUNOZ-BULLON, F. (2010). "Gender-compensation differences among high-level executives in the United States". *Industrial Relations*, Volume number: 49, pp. 346-370.
- PLANTENGA J.; REMERY C. (2006). "The gender pay gap. Origins and policy responses. A comparative review of thirty European countries". OPEC, Luxemburg.
- PORCARI S.; DEVICIENTI F. (2007). "Contrattazione aziendale integrativa e differenziali salariali territoriali: informazioni dall'indagine sulle imprese della Banca d'Italia". In *Monografie sul Mercato del lavoro e le politiche per l'impiego*, Volume number: 5, pp. 72-96.
- RICCI A (2010). "La retribuzione integrativa e disuguaglianze di genere: il ruolo dei fattori osservabili". *Studi Isfol*, Volume number: 1, pp. 6-20.
- ZIZZA R.(2013). "The gender wage gap in Italy". *Questioni di Economia e Finanza*, Volume number: 172.

# Segregación laboral por género en España y en el País Vasco. Un análisis de cohortes \*

LEIRE ALDAZ ODRIOZOLA <sup>a</sup>, BEGOÑA EGUÍA PEÑA <sup>a</sup>

<sup>a</sup> *Universidad del País Vasco (UPV/EHU), Facultad de Economía y Empresa, Avda. Lehendakari Aguirre, 83, 48015 Bilbao, España. E-mail: leire.aldaz@ehu.eus, bego.egua@ehu.eus*

## RESUMEN

Esta investigación realiza un estudio bidimensional de la segregación laboral para España y para el País Vasco, considerando el género y la edad como fuentes de desigualdad. Se trata de analizar las posibles diferencias por género en función de la cohorte de edad, así como de estudiar su evolución temporal. Utilizando microdatos de la Encuesta de Población Activa para los años 2002 y 2014, se representan las curvas de segregación local y se calculan el índice de segregación local denominado "variación del índice de disimilitud" ( $D_g^s$ ) y el índice de segregación global propuesto por Silber ( $I_p$ ). El estudio revela que las mujeres y los hombres presentan un comportamiento diferente en el periodo considerado. La intensidad de la segregación se acentúa en función de la edad entre las mujeres, por lo que a mayor edad mayor especialización o confinamiento en determinadas ocupaciones-actividades. Sin embargo, los hombres de mayor edad pasan a estar más igualmente distribuidos en la escala ocupacional. El estudio muestra también que la disminución temporal observada en las diferencias por género para las distintas cohortes es debida a los cambios producidos en la estructura ocupacional. En consecuencia, se acentúan los niveles de concentración de las distintas cohortes de trabajadores en determinadas ocupaciones, configurando nichos laborales propios en función del sexo y de la edad del trabajador.

*Palabras Clave:* Segregación laboral, género, edad.

## Occupational Segregation by Sex in Spain and in the Basque Country. A Cohort Analysis

### ABSTRACT

This article makes a two-dimensional study of occupational segregation in Spain and in the Basque Country, considering sex and age as causes of inequality. We pretend to analyze gender differences based on the age cohort and to study the evolution of such differences over the time. Using microdata from the Labour Force Survey in years 2002 and 2014, we represent local segregation curves. We additionally calculate the local segregation index called "dissimilarity index variation" ( $D_g^s$ ) and the overall segregation index proposed by Silber ( $I_p$ ). The study reveals that women and men have a different behaviour in the period considered. The intensity of segregation increases dependant on age for women, so the more age the more specialization or confinement in certain occupations-activities. However, oldest men are more equally distributed in the occupational ladder. The study also shows that the observed temporary decrease in gender differences for different cohorts is due to changes in the occupational structure. Consequently, the concentration levels of different cohorts of workers in certain occupations are accentuated. As a result labour niches by sex and age are created.

*Keywords:* Occupational Segregation, Gender, Age.

Clasificación JEL: D63, J16, J1

---

\* *Las autoras agradecen la ayuda financiera recibida de la Universidad del País Vasco/Euskal Herriko Unibertsitatea, UPV/EHU (proyecto de investigación EHU14/46). Igualmente agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar el artículo.*

Artículo recibido en octubre de 2015 y aceptado en enero de 2016

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. e-34111

## 1. INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS

La igualdad de oportunidades para hombres y mujeres es un derecho fundamental. La segregación laboral se encuadra entre las consecuencias que presenta la desigualdad por género. Su estudio se desarrolla dentro de una línea de investigación más amplia que se ocupa de estudiar las diferentes manifestaciones que adopta la discriminación económica por género. Así, la investigación empírica ha puesto de manifiesto, además de la existencia de segregación laboral entre hombres y mujeres, la existencia de discriminación salarial; menor presencia femenina en el empleo asalariado; mayor representación en los empleos temporales de las mujeres; así como mayores niveles de desempleo. Todas estas manifestaciones de discriminación tienden a presentarse de manera conjunta.

La segregación por género en el mercado de trabajo surge cuando existe una división desigual del empleo masculino y femenino entre las distintas ocupaciones y/o actividades respecto a la participación que cada uno de estos dos colectivos tiene en el empleo total (Jonung, 1984). Por tanto, se ocupa de estudiar la intensidad con la que hombres y mujeres se encuentran separados entre sí en la estructura ocupacional de un país (Siltanen, Jarman and Blackburn, 1995). Además, la segregación laboral por género es un aspecto relevante y perdurable en los mercados de trabajo de todo el mundo y se trata de un factor importante de la situación de desventaja económica de las mujeres en comparación a los hombres (Anker, 1998).

Asimismo, debido a su efecto económico negativo, es un fenómeno que concierne a los policy makers, dado que obstaculiza la asignación eficiente de la mano de obra y reduce la capacidad del mercado para responder al cambio (Sparreboom, 2014).

Existen diversas teorías que intentan explicar la existencia de desigualdad laboral, atendiendo tanto al lado de la oferta como al de la demanda de trabajo. Sin embargo, hasta el momento, no se ha logrado disponer de una teoría única que proporcione una explicación coherente de las diversas causas, manifestaciones y efectos de la segregación laboral.

Aunque los dos principales enfoques teóricos, la *teoría del capital humano* (Becker, 1965, 1971) y la *teoría de la segmentación del mercado de trabajo* (Doering and Piore, 1971), explican las diferencias por género como resultado de la menor productividad de las mujeres, recientemente se han desarrollado otros enfoques como la *Identity Economics* (Akerlof y Kranton, 2000), la *Pollution Theory* (Goldin, 2002), o la *teoría de la preferencia por la discriminación* (Bender *et al.*, 2005) que justifican la segregación por género debido a las diferencias en las preferencias de los hombres y de las mujeres a la hora de elegir una ocupación.



En esta línea England (2005) y Hulett *et al.* (2008) sugieren que el comportamiento laboral de hombres y mujeres puede estar, en parte, condicionado por las preferencias de cada género. Asimismo, diversos autores indican que las mujeres se concentran en aquellas ocupaciones que ofrecen mejores condiciones de trabajo en términos de flexibilidad y opciones de conciliación de su vida laboral y familiar (Glass, 1990; Bender *et al.*, 2005). Recientemente, Dueñas *et al.* (2014) confirman este hecho para el caso español.

Sin embargo, la existencia de segregación es también reflejo de la existencia de barreras de entrada en algunas ocupaciones. Estas barreras, al mantenerse en el tiempo, acaban generando procesos de segmentación del mercado de trabajo que no necesariamente responden a las condiciones personales (formación, cualificación y experiencia) de los trabajadores afectados. Más allá de los efectos macroeconómicos que estos procesos de segmentación puedan tener, por el ineficiente funcionamiento del mercado de trabajo que inducen, cabe destacar la naturaleza discriminatoria que los caracteriza. Los colectivos afectados tienden a concentrarse en ocupaciones y/o actividades con menor salario y peor estatus social, lo que tiene otras consecuencias sociales que trascienden al propio funcionamiento del mercado de trabajo (pobreza, discriminación social o excesiva dependencia de las políticas sociales).<sup>1</sup>

La mayoría de los estudios que analizan la segregación por género, así como su evolución temporal, consideran una única dimensión de la segregación y comparan el comportamiento laboral de mujeres y hombres. Los trabajos que analizan el caso español apuntan que durante los años noventa la manifestación de la segregación laboral aumentó (Castaño *et al.*, 1999; Maté *et al.*, 2002; Cáceres *et al.*, 2004; Cebrián y Moreno, 2008; Alonso-Villar y del Río, 2008). Posteriormente, Iglesias y Llorente (2010) muestran que también durante los primeros años del siglo XXI esta tendencia ascendente se mantuvo y Dueñas *et al.* (2013) observan que a partir de 2008 se produce un cambio de tendencia y que la segregación por género comienza a disminuir en el mercado de trabajo español. Sin embargo, estas investigaciones no tienen en cuenta la posible heterogeneidad existente entre las mujeres y entre los hombres y no permiten determinar si la intensidad de la segregación por género varía entre los trabajadores del mismo sexo.

La presente investigación pretende cubrir esta laguna, de forma que se quiere conocer si la segregación por género afecta por igual a mujeres y a hombres

---

<sup>1</sup> Son diversas las investigaciones empíricas que ponen de manifiesto una relación causa-efecto entre la segregación laboral y otras desigualdades observadas en el mercado laboral, tales como diferencias salariales, acceso a trabajos de poca cualificación y/o menor incentivo y progresión profesional. Groshen (1991), Petersen y Morgan (1995) y Bayard *et al.* (2003) constatan este hecho para Estados Unidos; Miller (1994) para Australia; Fortin y Huberman (2002) para Canadá; y Dolado *et al.* (2002) lo hacen para la Unión Europea. Para España pueden consultarse los trabajos de Hernández (1996) y Palacio y Simón (2006).

pertenecientes a distintas cohortes de edad y si este patrón varía en el tiempo. En consecuencia, el estudio se basa en que el comportamiento laboral entre los hombres y entre las mujeres puede ser distinto en función de la edad, por lo que la intensidad de la segregación laboral por género también puede diferir en función de esta variable. Dos son los objetivos planteados. Primero, se pretende establecer una jerarquía en los niveles de segregación de distintos colectivos de trabajadores catalogados en función del género y de la edad. Y segundo, se pretende estudiar si el progresivo incremento de la participación femenina en el empleo ha influido sobre la segregación laboral por género de la misma forma en función de la cohorte de edad.

Con este objetivo, se realiza un estudio bidimensional de la segregación laboral para distintos grupos poblacionales. La población ocupada se clasifica atendiendo al género y a la edad, considerando tres cohortes de edad: trabajadores entre 16 y 24 años, entre 25 y 44 años y más de 45 años. Por tanto, el estudio cuenta con seis grupos poblacionales.

Además, se quiere conocer si el comportamiento laboral de estos grupos poblacionales varía en función del ámbito territorial. Con este objetivo, se realiza un análisis comparativo de la manifestación de la segregación laboral por género y edad en España y en el País Vasco.

El análisis se ha realizado para los años 2002 y 2014, permitiendo tener en cuenta el efecto de los cambios producidos en este periodo en la estructura ocupacional de la economía sobre la segregación laboral por género.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. El segundo apartado describe la evolución de la población ocupada tanto en el mercado de trabajo español como en el vasco. El tercer apartado desarrolla la metodología que se utiliza en el análisis y recoge la fuente de datos. El cuarto apartado presenta los resultados obtenidos en el estudio. Finalmente, el quinto apartado recoge las principales conclusiones.

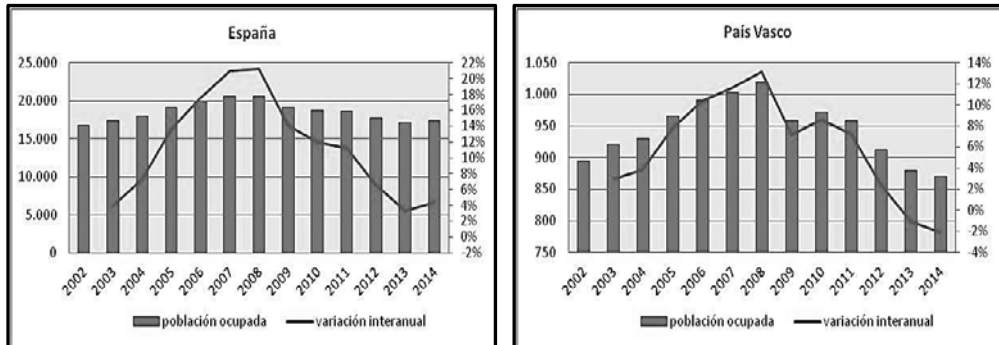
## **2. POBLACIÓN OCUPADA EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL Y VASCO**

La Figura 1 muestra la evolución de la población ocupada desde 2002, fiel reflejo de la fase (expansiva o recesiva) en la que se encuentra la economía. Los ocupados aumentan continuamente hasta 2008, pero posteriormente comienza una fuerte destrucción de empleo.

Durante la etapa expansiva el empleo crece con mayor intensidad en el conjunto del Estado que en la Comunidad Autónoma del País Vasco. En España la población ocupada se incrementa en 22,7 puntos porcentuales entre 2002 y 2007, mientras que en el País Vasco esta cifra sólo es del 12,2%. No obstante,

los efectos de la crisis también se manifiestan antes, ya que en el País Vasco aparecen con cierto retardo y algo más atenuados.

**Figura 1**  
Evolución de la población ocupada (miles de personas) y variación interanual (%)



Fuente: EPA.

Ya en 2014 se observa un repunte del empleo en España, mientras que en el País Vasco, aunque con menor intensidad que en años anteriores, continúa la destrucción de empleo (ver Tabla 1).

**Tabla 1**  
Variación interanual de la población ocupada (%)

	02-03	03-04	04-05	05-06	06-07	07-08	08-09	09-10	10-11	11-12	12-13	13-14
<b>España</b>	3,91	3,42	6,34	3,82	3,47	0,32	-7,23	-2,10	-0,69	-4,64	-3,37	1,12
<b>País Vasco</b>	2,95	0,96	3,84	2,64	1,26	1,52	-5,97	1,39	-1,37	-4,74	-3,53	-1,06

Fuente: EPA.

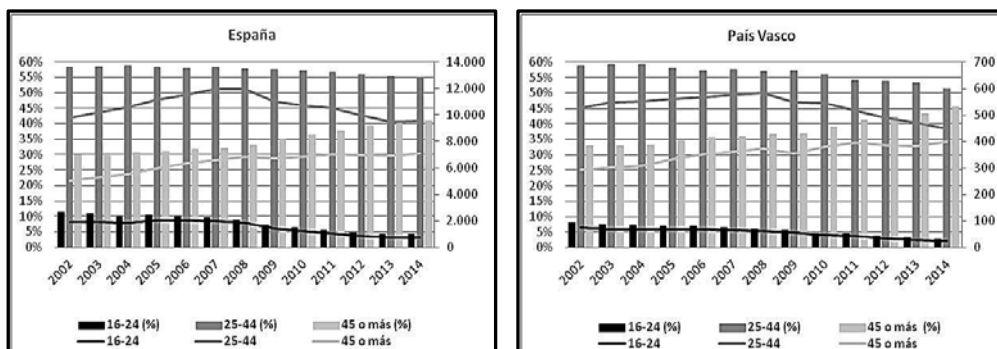
La Figura 2 muestra la evolución de la población ocupada por cohorte de edad. Cada cohorte presenta una evolución distinta en el tiempo, sin embargo, las tres mantienen el mismo patrón en España y en el País Vasco.

Aunque la presencia de trabajadores entre 16 y 24 años es ligeramente superior en España que en el País Vasco, ésta disminuye progresivamente en ambos territorios durante todo el periodo, indicando que la incorporación al mercado laboral se produce cada vez más tarde. La mayor disminución se da a partir de 2008 motivada por la crisis.

No obstante, la destrucción de empleo causada por la crisis económica afecta con mayor intensidad a la cohorte de trabajadores entre 25 y 44 años. Por contra, son los trabajadores de más edad (45 o más años) los que muestran una tendencia creciente en el tiempo. El resultado es un recorte de las diferencias en el peso de ambas cohortes.

**Figura 2**

Evolución de la población ocupada por cohorte de edad. Valores absolutos y relativos

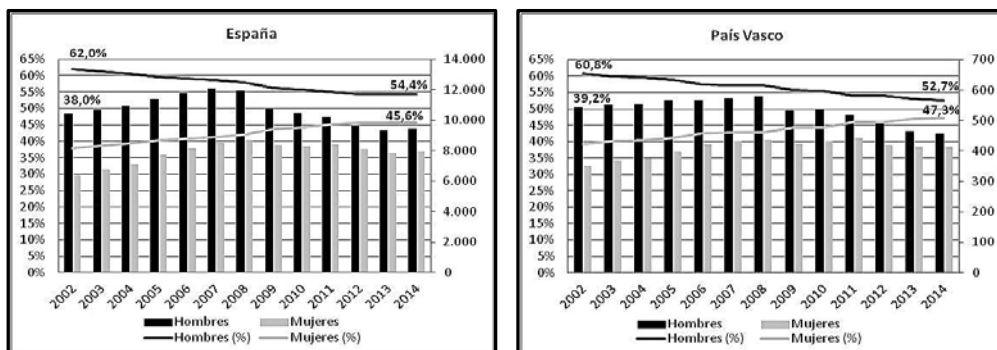


Fuente: EPA.

Si se tiene en cuenta el sexo de la población ocupada, la Figura 3 muestra un continuo incremento de la presencia femenina en el empleo. Uno de los fenómenos laborales más relevantes que ha tenido lugar durante las últimas décadas en Europa ha sido la creciente incorporación de la mujer al mercado de trabajo. Tanto España como el País Vasco no han sido ajenos a dicho fenómeno.

**Figura 3**

Evolución de la población ocupada por sexo. Valores absolutos y relativos



Fuente: EPA.

Según datos del INE correspondientes al 2º trimestre, en España entre los años 2002 y 2014 la tasa de actividad femenina incrementa en 11 puntos porcentuales, pasando del 42,7% al 53,7%. La masculina, sin embargo, disminuye ligeramente, del 66,9% al 65,8%. Lo mismo ocurre con las tasas de empleo: la femenina aumenta en más de 4 puntos porcentuales (pasando del 35,8% al 40,1%) y la masculina disminuye del 61,6% al 50,3%. Los datos revelan, por tanto, que el empleo femenino aumenta a pesar de la recesión económica y que

se destruye empleo en aquellas ocupaciones que emplean principalmente mano de obra masculina, sobre todo en el sector de la construcción.

El País Vasco presenta, en general, mayores tasas de actividad y empleo que la media nacional, tanto para hombres como para mujeres. Entre 2002 y 2014 la tasa de actividad femenina aumenta del 43,9% al 51,7%, mientras que la masculina disminuye del 66% al 63,1%. A su vez, la tasa de empleo femenina incrementa en 5,9 puntos porcentuales (pasando del 37,9% al 43,8%) y la masculina disminuye en 9,4 puntos (pasando del 61,9% al 52,5%). Se observa que la crisis económica tiene menor repercusión en el País Vasco ya que, en relación a la media, se crean más empleos ocupados por mujeres y se destruyen menos empleos ocupados por hombres.

Como resultado, aumenta la presencia femenina en la población ocupada. En España pasa de suponer el 38% en el año 2002 a representar el 45,6% en 2014. En el País Vasco, además de partir de una participación femenina superior, el incremento es aún mayor, pasando del 39,2% al 47,3%.

A pesar del progreso experimentado por las mujeres en su participación en el mercado de trabajo, aún siguen existiendo notables desigualdades por género. En este sentido, persisten las diferencias en las tasas de actividad y empleo de hombres y mujeres. Asimismo, la segregación laboral sigue afectando con mayor intensidad a las mujeres.

La presente investigación cuantifica la intensidad con la que las mujeres de distinta edad están más segregadas que sus homólogos varones y estudia la evolución de estas diferencias.

### 3. METODOLOGÍA Y FUENTE DE DATOS

Antes de proceder al análisis bidimensional, se considera una única dimensión de la segregación y se estudia la segregación laboral por género. Para ello se hace uso del *Índice de Karmel y MacLachlan (KM)*. Karmel y MacLachlan (1988) proponen una versión modificada del índice de disimilitud de Duncan y Duncan que corrige sus valores teniendo en cuenta el peso de cada colectivo demográfico en el mercado de trabajo. Este índice se calcula como:

$$KM = \left( \frac{1}{T} \sum_{i=1}^n |A_i - a(A_i + B_i)| \right) = \left( \frac{1}{T} \sum_{i=1}^n |(1-a)A_i - aB_i| \right)$$

donde,  $A_i$  y  $B_i$  representan el número de individuos pertenecientes a los colectivos demográficos A y B, respectivamente, en la ocupación  $i$ ;  $n$  denota el número total de ocupaciones; y  $a$  representa la proporción de individuos empleados del colectivo demográfico A sobre la ocupación total (T).

Este índice se interpreta como la proporción del empleo total que debería cambiar de ocupación, con reposición, para que la segregación fuera nula. Toma

valores dentro del intervalo  $[0, 0,5]$ , representando el 0 una integración completa y el 0,5 la segregación total.

El estudio bidimensional de la segregación laboral se realiza de dos formas complementarias. Primero, se representan las curvas de segregación local para tratar de establecer la jerarquía en los niveles de segregación de distintos grupos poblacionales. Y, segundo, se cuantifican diversos índices de segregación laboral que permiten determinar la intensidad con la que se manifiesta este fenómeno. Se calculan dos tipos de índices. Por un lado, un índice de segregación local que muestra el nivel de segregación correspondiente a cada colectivo. Por otro lado, un índice de segregación global que refleja el nivel de desigualdad existente en el mercado de trabajo motivado conjuntamente por razones de género y de edad. Además, este último índice permite determinar la contribución de cada colectivo a la segregación global existente en el mercado de trabajo.

A continuación se detalla información de cada uno de estos métodos:

*Curva de segregación local.* Alonso-Villar y del Río (2010) proponen comparar gráficamente la distribución ocupacional de más de dos colectivos demográficos de forma simultánea. Para ello definen la curva de segregación local, en la que la distribución ocupacional de cada colectivo se compara con la distribución correspondiente a la población ocupada total. En esta investigación se utilizan estas curvas para comparar seis colectivos: hombres entre 16 y 24 años, hombres entre 25 y 44 años, hombres de más de 45 años, mujeres entre 16 y 24 años, mujeres entre 25 y 44 años y mujeres de más de 45 años. Si el colectivo  $i$  se distribuye entre las diferentes ocupaciones de la misma forma que el empleo total, la curva de segregación local será igual a la diagonal y no existirá segregación para ese grupo demográfico. Cualquier discrepancia con la diagonal supondrá, por tanto, la presencia de algún grado de segregación para el colectivo en cuestión.

El inconveniente que presentan las curvas de segregación es que cuando se cruzan no es posible determinar cuál es la curva dominante y, por tanto, no se puede saber cuál es el colectivo más segregado. En tales circunstancias, para poder medir la segregación, es necesario recurrir al uso de índices de segregación.

*Índice de segregación local.* Este tipo de índices cuantifica la desigualdad laboral considerando conjuntamente varias dimensiones de la misma, por lo que permite trabajar con colectivos demográficos múltiples. Estos índices comparan la distribución ocupacional de cada colectivo demográfico con la estructura ocupacional, de forma que muestran numéricamente la segregación concreta correspondiente a cada colectivo. Con este objetivo se aplica una de las herramientas propuestas en Del Río y Alonso-Villar (2012).

Se considera una economía con  $n > 1$  ocupaciones en el empleo total (T). El empleo se distribuye en función a la distribución  $t \equiv (t_1, t_2, \dots, t_n)$ , donde

$t_i > 0$  representa el número de trabajadores en la ocupación  $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) y  $T = \sum_i t_i$ . A su vez,  $c^g \equiv (c_1^g, c_2^g, \dots, c_n^g)$  representa la distribución del colectivo demográfico  $g$  ( $g = 1, \dots, m$ ), donde  $c_i^g \leq t_i$ . Además, el número total de trabajadores en la ocupación  $i$  es  $t_i = \sum_g c_i^g$  y el número total de individuos del colectivo demográfico  $g$  es  $C^g = \sum_i c_i^g$ . Bajo estas premisas, se puede definir  $D^g$ , una variación del índice de disimilitud:

*Variación del índice de disimilitud,  $D^g$ .* El índice de disimilitud propuesto por Duncan y Duncan (1955) se relaciona con la curva de segregación, ya que es igual a la máxima distancia vertical entre la curva de segregación y la diagonal. Este índice puede ser adaptado para que se relacione con la curva de segregación local como:

$$D^g = \frac{1}{2} \sum_i \left| \frac{c_i^g}{C^g} - \frac{t_i}{T} \right|$$

Este índice toma valores entre 0 y 1. Mientras el valor nulo representa la integración completa, la unidad se corresponde con la segregación completa.

Además, teniendo en cuenta que el cambio observado en los niveles de segregación entre dos periodos puede ser debido a variaciones producidas en la estructura ocupacional, o a variaciones en los niveles reales de segregación, se procede a descomponer el cambio en estos dos componentes.

Sea  $D^g(c_\tau; t_\tau)$  y  $D^g(c_s; t_s)$  el índice para los periodos  $\tau$  y  $s$ , respectivamente. Se puede descomponer el cambio en la segregación entre los dos periodos  $D^g(c_\tau; t_\tau) - D^g(c_s; t_s)$  en dos componentes como:  $D^g(c_s; t_\tau) - D^g(c_s; t_s)$  el primero, y  $D^g(c_\tau; t_\tau) - D^g(c_s; t_\tau)$  el segundo. El primero recibe el nombre de *efecto distribución* y representa el cambio en el índice de segregación debido a un cambio en la estructura ocupacional de la economía. El segundo, denominado *efecto composición*, representa el cambio en el índice debido al cambio que el colectivo  $g$  ha experimentado en la composición de las distintas ocupaciones, y es precisamente el que nos interesa en esta investigación.

*Índice de segregación global.* Los índices de segregación global se pueden considerar como medias ponderadas de los índices de segregación local. En el presente estudio se aplica el índice de segregación global propuesto por Silber (1992),  $I_p$ , como media ponderada del índice  $D^g$  obtenido para cada colectivo demográfico a través de la siguiente expresión:

$$I_p = \sum_g \frac{C^g}{T} D^g$$

*Contribución a la segregación global.* Obtenido el valor de la segregación global, se puede cuantificar la contribución de cada grupo demográfico a dicha

segregación. Para ello, cada colectivo se pondera en función de su peso demográfico:

$$\frac{C^g D^g}{T I_p}$$

En el estudio se utilizan microdatos de la Encuesta de Población Activa (EPA) para el segundo trimestre de los años 2002 y 2014.<sup>2</sup> Para considerar la estructura ocupacional se crea una variable mixta de ocupación y actividad. Para las ocupaciones se utiliza la clasificación CNO-11 a un dígito (10 ocupaciones) y para las actividades la clasificación CNAE-09 a un dígito (10 actividades). En consecuencia, tras eliminar celdas vacías, se cuenta con un total de 90 ocupaciones-actividades.

#### 4. SEGREGACIÓN LABORAL POR GÉNERO Y EDAD EN ESPAÑA Y EN EL PAÍS VASCO

Primero, se calcula el índice KM en dos momentos del tiempo: 2002 y 2014. El objetivo es determinar el nivel de segregación por género, así como su evolución temporal, para España y para el País Vasco. En la Tabla 2 se aprecia que la segregación en 2014 presenta una intensidad similar a la manifestada en 2002.<sup>3</sup> Además, se observa que en ambos años la segregación por género presenta mayor intensidad en el País Vasco.

**Tabla 2**  
Segregación por género (índice KM)

	2002	2014
España	21,6	21,47
País Vasco	25,39	25,4

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos (EPA).

Los valores obtenidos en este índice indican que aproximadamente el 21% de los trabajadores en España y el 25% en el País Vasco deberían de cambiar de ocupación-actividad para que desapareciesen las diferencias por género en la distribución ocupacional. Sin embargo, el índice KM no ofrece información sobre cuál es el colectivo más afectado por la segregación, si el de las mujeres o

<sup>2</sup> Esto supone trabajar con series homogéneas de población ocupada, dado que desde 2002 se han recalculado los factores de elevación de los distintos trimestres con la nueva base poblacional correspondiente al censo de 2011. 2014 es el último año para el que se dispone de datos a la hora de realizar esta investigación.

<sup>3</sup> Dueñas *et al.* (2013) muestran que la tendencia ascendente de la segregación por género observada a partir de 1996 se mantiene hasta 2010, año en el que comienza a disminuir. La presente investigación pone de manifiesto que el nivel de segregación por género en 2014 es similar al presentado a principios del siglo XXI.

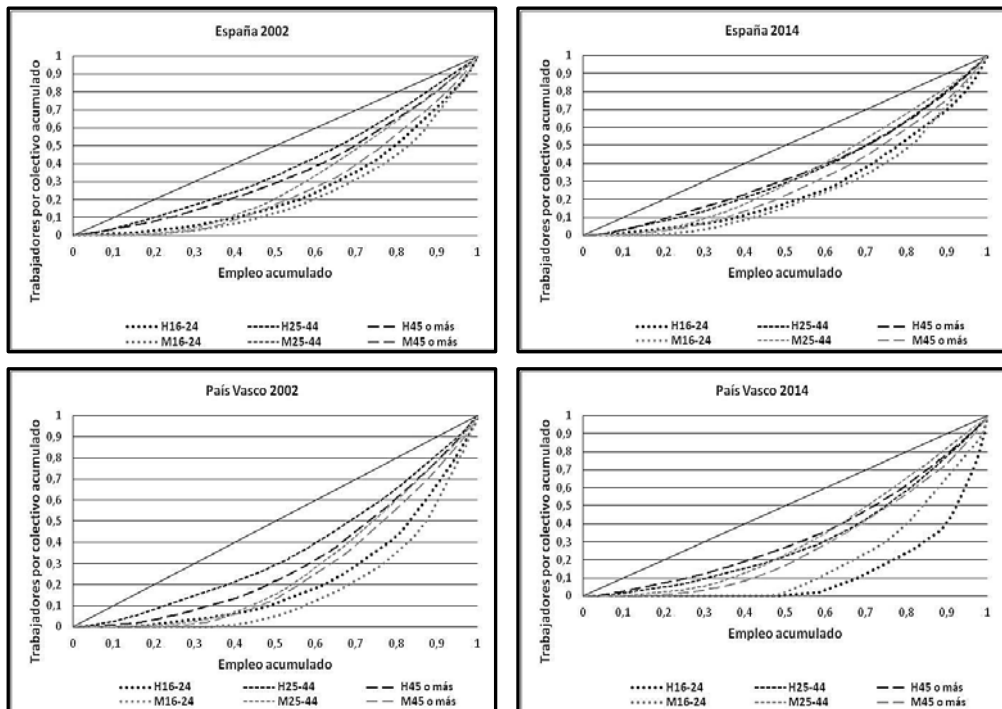


el de los hombres. Además, tampoco tiene en cuenta las posibles diferencias que pueden existir entre trabajadores pertenecientes a distintas cohortes de edad dentro de cada colectivo.

Con objeto de obtener una primera evidencia de la segregación laboral correspondiente a cada género y cohorte de edad, se representan las curvas de segregación local. De esta forma se podrá conocer qué colectivo (catalogado por género y edad) es el más afectado por la segregación y si este patrón se mantiene en el tiempo.

Las curvas locales, representadas en la Figura 4, muestran que ningún colectivo se distribuye entre las distintas ocupaciones-actividades en la misma proporción a su participación en el mercado de trabajo, por lo que todos ellos presentan algún nivel de segregación laboral. Aunque gráficamente se aprecia que la intensidad de segregación difiere entre distintos grupos poblacionales, no es posible determinar una jerarquía entre ellos, dado que algunas curvas de segregación se cruzan.

**Figura 4**  
Curvas de segregación local por género y cohorte de edad



Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos (EPA).

Por un lado, se observa que tanto los hombres como las mujeres entre 16 y

24 años son los que presentan mayores niveles de segregación (en España y en el País Vasco). Además, parece que estos niveles se mantienen o incluso se acentúan con el paso del tiempo. Este resultado era de esperar ya que su participación en el mercado de trabajo es escasa y se trata de mano de obra no capacitada para acceder a todas las ocupaciones, por carecer de cualificación o de experiencia suficiente.

Entre los trabajadores de las dos cohortes restantes el comportamiento varía en función del género. Entre 2002 y 2014 en España se produce una convergencia en los niveles de segregación de los hombres, mientras en el País Vasco los hombres de la cohorte entre 25 y 44 años pasan a estar más segregados que sus homólogos de más de 45 años. En lo que a las mujeres se refiere, la diferencia entre cohortes de edad parece aumentar en el mismo espacio temporal en ambos territorios, presentando mayor nivel de segregación la cohorte de más de 45 años.

Debe tenerse en cuenta que el cambio observado en el nivel de segregación de un determinado colectivo puede ser debido bien a una variación en la estructura ocupacional de la economía, o bien a un cambio en la distribución de dicho colectivo a lo largo de las ocupaciones. Es este último el que realmente indica un cambio en la segregación propiamente dicha. Sin embargo, las curvas no ofrecen información sobre las causas que motivan dicho cambio.

Teniendo en cuenta la indeterminación de las curvas de segregación local al realizar comparaciones entre algunos colectivos, a continuación se cuantifica el índice de segregación local  $D^s$ , denominado “*variación del índice de disimilitud*”. Se pretende así lograr dos objetivos: determinar claramente la jerarquía de desigualdad y conocer el nivel de intensidad de la segregación concreta de cada colectivo.

Los valores obtenidos en el índice  $D^s$  confirman que todos los colectivos están segregados y que la intensidad de la segregación difiere por género y cohorte de edad. Además, determinan claramente una jerarquía entre los distintos grupos poblacionales según sus niveles de segregación.

Esta jerarquía es la misma en España y en el País Vasco en el año 2002. Tal y como se aprecia en la Tabla 3, los colectivos se ordenan de la siguiente manera de menor a mayor intensidad de segregación: hombres entre 25 y 44 años, hombres de 45 o más años, mujeres entre 25 y 44 años, mujeres de 45 o más años, hombres entre 16 y 24 años y mujeres entre 16 y 24 años. Se observa, por tanto, que en las tres cohortes de edad las mujeres están más segregadas que los hombres. Se aprecia, asimismo, que entre la población mayor de 25 años el nivel de segregación aumenta con la edad, tanto entre el colectivo masculino como entre el femenino. Cabe concluir así que a mayor edad mayor especialización o confinamiento se produce en determinadas ocupaciones.

En el año 2014 se producen algunos cambios respecto a 2002.

**Tabla 3**  
Segregación local (índice  $D^g$ )

	España		País Vasco	
	2002	2014	2002	2014
<b>H16-24</b>	0,36	0,34	0,42	0,58
<b>H25-44</b>	0,17	0,21	0,21	0,29
<b>H45 o más</b>	0,21	0,21	0,28	0,24
<b>M16-24</b>	0,39	0,36	0,48	0,48
<b>M25-44</b>	0,30	0,22	0,35	0,28
<b>M45 o más</b>	0,33	0,28	0,37	0,33

*Fuente:* Elaboración propia a partir de microdatos (EPA).

En España la jerarquía varía pero sólo ligeramente: aumenta el nivel de segregación de los hombres entre 25 y 44 años, equiparándose con sus homólogos de mayor edad, y disminuye considerablemente la intensidad en la segregación de las mujeres entre 25 y 44 años, hasta alcanzar niveles similares a los hombres. Como consecuencia, se atenúan las diferencias por género en todas las cohortes de edad. Las mujeres entre 16 y 24 años pasan de estar un 8% más segregadas que los hombres de su misma edad, a un 6%. El mayor cambio se produce entre los trabajadores de 25 a 44 años, donde la diferencia en la segregación de mujeres y hombres pasa del 76% al 5%. Aunque en menor medida, también se produce un cambio significativo en la cohorte de 45 o más años, con un cambio del 57% al 33% entre los dos periodos.

En el caso del País Vasco, sí se producen cambios significativos en la jerarquía de desigualdad. Entre los hombres disminuye el nivel de segregación de los mayores de 44 años a la vez que aumenta, y en mayor medida, la segregación de las dos cohortes restantes. Entre las mujeres disminuye la intensidad en la segregación de las dos cohortes de más edad, mientras que se mantiene la de las más jóvenes. En consecuencia, los hombres de 45 o más años pasan a ser el colectivo menos segregado y los hombres de 16 a 24 años los más segregados. Además, al igual que en el conjunto del territorio español, también se produce un acercamiento en los niveles de segregación de hombres y mujeres de la cohorte, disminuyendo la diferencia del 67% al 4%. Por el contrario, las diferencias por género aumentan en las dos cohortes restantes. Entre los 16 y 24 años son los hombres los que pasan a estar 21% más segregadas que las mujeres. En la cohorte de 45 o más años las mujeres pasan de estar 32% más segregadas que los hombres, a estar 38% más segregadas.

En definitiva, en el periodo analizado, el comportamiento de hombres y mujeres no es homogéneo. Por lo que respecta al colectivo femenino, y exceptuando la cohorte entre 16 y 24 años, continúa mostrando mayores niveles de segregación a medida que aumenta la edad e incluso aumenta la diferencia entre ambas cohortes superiores. Para el colectivo masculino, sin embargo, se pro-

duce un acercamiento entre los niveles de segregación de dichas cohortes superiores, ya que los trabajadores de la cohorte intermedia pasan a estar más segregados pero disminuye el nivel de concentración de los trabajadores de 45 o más años.

Dado que entre los dos años analizados se ha pasado de una etapa expansiva a otra recesiva y que, durante este último periodo, se ha producido un retroceso en algunas ocupaciones (ocupaciones elementales) y sectores de actividad (como la construcción), que ha conllevado una variación en el peso de las ocupaciones-actividades en el conjunto de la economía, es evidente que se han producido cambios relevantes en la estructura ocupacional. Este hecho ha podido condicionar el valor numérico del índice de segregación.

Por esta razón se procede a descomponer el cambio en dicho valor numérico. Esta descomposición permite determinar claramente el cambio en la segregación de un determinado colectivo motivado por cambios en la estructura ocupacional (efecto distribución) y el cambio causado por la variación experimentada por dicho colectivo en la composición de las distintas ocupaciones (efecto composición).

**Tabla 4**  
Descomposición del cambio en la segregación

	Efecto Distribución		Efecto Composición	
	España	País Vasco	España	País Vasco
H16-24	-0,021	-0,070	0,004	0,230
H25-44	0,010	-0,069	0,038	0,155
H 45 o más	0,046	-0,105	-0,055	0,063
M16-24	-0,109	-0,215	0,079	0,216
M25-44	-0,151	-0,299	0,077	0,230
M 45 o más	-0,126	-0,260	0,072	0,225

*Fuente:* Elaboración propia a partir de microdatos (EPA).

La Tabla 4 recoge los resultados de la descomposición del cambio en la segregación. Se observa que los cambios producidos en la estructura ocupacional entre los años 2002 y 2014 han influido sobre el nivel de segregación de todos los colectivos en ambos territorios. En el caso de España, el cambio en la estructura ocupacional conlleva una disminución del nivel de segregación de todas las mujeres y de los hombres entre 16 y 25 años, junto con el aumento en la segregación del resto de hombres. Sin embargo, en el País Vasco disminuye el nivel de segregación de todos los colectivos de trabajadores como consecuencia del cambio de la estructura ocupacional, presentando esta disminución mayor intensidad entre las mujeres. Además, estos cambios son mayores en el País Vasco.

Si se atiende a los cambios en la distribución ocupacional de los distintos

colectivos, es decir, al cambio en el nivel de segregación “real”, en la Tabla 4 se aprecia que su intensidad ha aumentado para todos los grupos poblacionales en ambos territorios. La única excepción viene dada por los hombres de 45 o más años, cuyo nivel ha disminuido en España. Además, el efecto es superior, también en este caso, para las mujeres y se presenta con mayor intensidad en el País Vasco.

En consecuencia, aunque el año 2014 la estructura ocupacional de la economía, en general, presenta menores diferencias por género en todas las cohortes de edad, tanto en España como en el País Vasco, no es posible afirmar que se trate de mercados de trabajo menos segregados por género. Sino todo lo contrario. En general, se acentúan los niveles de concentración de los distintos colectivos en determinadas ocupaciones-actividades, configurando nichos laborales propios en función del sexo y de la edad del trabajador.

**Tabla 5**

Segregación global (índice  $I_p$ ) y contribución de cada colectivo a la segregación global

	España		País Vasco		% sobre el empleo			
	2002	2014	2002	2014	España		País Vasco	
<b>Segregación global</b>	0,25	0,23	0,30	0,29				
<b>Contribución a la segregación global (%)</b>	$\frac{C^g}{T} \frac{D^g}{I_p}$				2002	2014	2002	2014
<b>H16-24</b>	10,1	3,4	6,8	2,7	6,9	2,3	4,8	1,3
<b>H25-44</b>	23,7	27,2	23,8	26,7	35,0	29,3	33,9	26,4
<b>H45 o más</b>	17,5	20,2	21,2	20,7	20,2	22,8	22,1	24,9
<b>M16-24</b>	7,3	3,2	5,6	2,5	4,6	2,0	3,4	1,5
<b>M25-44</b>	28,2	24,5	29,1	23,8	23,5	25,4	24,9	25,1
<b>M45 o más</b>	13,3	21,6	13,4	23,6	9,9	18,1	10,8	20,8

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos (EPA).

Por último, se calcula la segregación global existente en el mercado de trabajo. Este valor cuantifica la heterogeneidad en la distribución ocupacional de la población ocupada motivada por razones de género y de edad. En la Tabla 5 se aprecia que, tanto en España como en el País Vasco, se produce una ligera disminución de la segregación global por género y edad entre los años 2002 y 2014. Sin embargo, ahora se sabe que dicha disminución es debida a los cambios producidos en la estructura ocupacional en este periodo.

La contribución de los hombres (excepto los de menor edad) a dicha heterogeneidad es inferior a su porcentaje de participación en el empleo. En el caso de las mujeres, en 2014 la contribución de las que tienen entre 25 y 44 años se ajusta a su participación en el empleo. No así la correspondiente a las dos cohortes restantes, quienes siguen contribuyendo a la segregación por encima de

su peso demográfico. Ello revela mayores niveles de concentración ocupacional para estos colectivos.

## 5. CONCLUSIONES

Tradicionalmente hombres y mujeres se han distribuido de distinta forma en la estructura ocupacional. En la actualidad, el género sigue siendo fuente de dicha desigualdad.

El estudio ha revelado que la segregación por género afecta tanto a hombres como a mujeres, manifestándose con mayor intensidad para estas últimas. A su vez, se ha observado que el nivel de segregación varía en función de la edad. La cohorte entre 16 y 24 años es la más segregada. Este hecho no es de extrañar ya que su comportamiento laboral es distinto al del resto de trabajadores. Se trata de un colectivo que no tiene acceso a todos los empleos de la economía, debido a su insuficiente nivel de cualificación o escasa experiencia laboral.

El estudio bidimensional de la segregación ha señalado la existencia de notables diferencias por género entre distintas cohortes de edad, a excepción de la cohorte de trabajadores entre 16 y 24 años. En este colectivo no existen grandes diferencias atendiendo al género, por lo que su segregación laboral es motivada por la edad. Para el resto, el comportamiento difiere en función del sexo del trabajador. Mientras las mujeres se presentan más segregadas a mayor edad, los hombres se presentan más homogéneamente distribuidos.

Pese a la creciente participación femenina en el mercado de trabajo y pese a que los cambios producidos en la estructura ocupacional hayan inducido una disminución de las diferencias por género, el nivel de segregación observado en 2014 es similar al manifestado en 2002 y por ende, el porcentaje de trabajadores que debe cambiar de ocupación-actividad para que la segregación sea nula no ha variado considerablemente. Sin embargo, el análisis temporal ha revelado que la intensidad de la segregación “real” de las mujeres de todas las cohortes se ha acentuado. Ello refleja que las mujeres se concentran en unas determinadas ocupaciones, sobre todo las de más edad. Este comportamiento se mantiene en el tiempo y se repite tanto en España como en el País Vasco.

En este sentido, una de las vías que se puede abrir para investigaciones futuras podría consistir en estudiar las causas que motivan el continuo confinamiento de las mujeres en determinadas ocupaciones y explicar el motivo por el que la cohorte de más edad sigue presentando mayores niveles de concentración. Ya que si tal y como concluyen Dueñas *et al.* (2014) el confinamiento se debe a la elección personal de las mujeres, quienes deciden emplearse en aquellas ocupaciones-actividades que ofrecen mejores condiciones de trabajo en términos de flexibilidad y opciones de conciliación de su vida laboral y familiar, las políticas públicas deberían ir encaminadas a generalizar estas condiciones al resto de ocupaciones-actividades.

En cualquier caso, resulta evidente que para que la igualdad por género sea un hecho, será necesario establecer políticas activas de empleo que ayuden a superar las barreras existentes en algunas ocupaciones. Todas las políticas públicas deberían incluir un “programa mainstreaming de género” para incorporar la transversalidad de género en distintos ámbitos de actuación. Esta estrategia contribuiría a eliminar desigualdades de género, corregir procedimientos y métodos de trabajo e impulsar tendencias de cambio social. Pero no se trata de tomar medidas puntuales, sino de aplicar políticas transversales de género que supongan un cambio estructural y social.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

---

- AKERLOF, G., y KRANTON, R. (2000). “Economics and Identity”. *The Quarterly Journal of Economics*, 115 (3), pp. 715-753.
- ALONSO-VILLAR, O. y DEL RÍO, C. (2008). “Occupational and Industrial Segregation of Female and Male Workers in Spain: An Alternative Approach”. *ECINEQ Working Paper*, 84.
- ALONSO-VILLAR, O. y DEL RÍO, C. (2010). “Local versus Overall Segregation Measures”. *Mathematical Social Sciences*, 60 (1), pp. 30-38.
- ANKER, R. (1998). *Gender and Jobs. Sex Segregation of Occupations in the World*, Ginebra: Organización Internacional del Trabajo.
- BAYARD, K., HELLERSTEIN, J., NEUMARK, D. y TROSKE, K. (2003). “New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wages from Matched Employee-Employer Data”. *Journal of Labor Economics*, 21, pp. 887-922.
- BENDER, K. A., DONOHUE, S. M. y HEYWOOD, J. S. (2005). “Job satisfaction and gender segregation”. *Oxford Economic Papers*, 57, pp. 479-496.
- BECKER, G. (1965). “A Theory of the Allocation of Time”. *Economic Journal*, 75 (299), pp. 493-517.
- BECKER, G. (1971). *The economics of discrimination*, 2.<sup>a</sup> ed. Chicago: University of Chicago Press.
- CÁCERES, J.I., ESCOT, L., y SÁIZ, J. (2004). “La Segregación Ocupacional y Sectorial de la Mujer en el Mercado de Trabajo Español”. *Universidad Complutense de Madrid, Documento de Trabajo*, 04-06.
- CASTAÑO, C., IGLESIAS, C., MAÑAS, E. y SÁNCHEZ-HERRERO, M. (1999). *Diferencia o Discriminación*. Madrid: Consejo Económico y Social.
- CEBRIÁN, I. y MORENO, G. (2008). “La Situación de las Mujeres en el Mercado de Trabajo Español. Desajustes y Retos”. *Economía Industrial*, 367, pp. 121-137.
- DEL RÍO, C. y ALONSO-VILLAR, O. (2012). “Occupational Segregation of Immigrant Women in Spain”. *Feminist Economics*, 18 (2), pp. 91-123.
- DOERINGER, P. y PIORE, M. (1971). *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington: Heath Lexington Books.

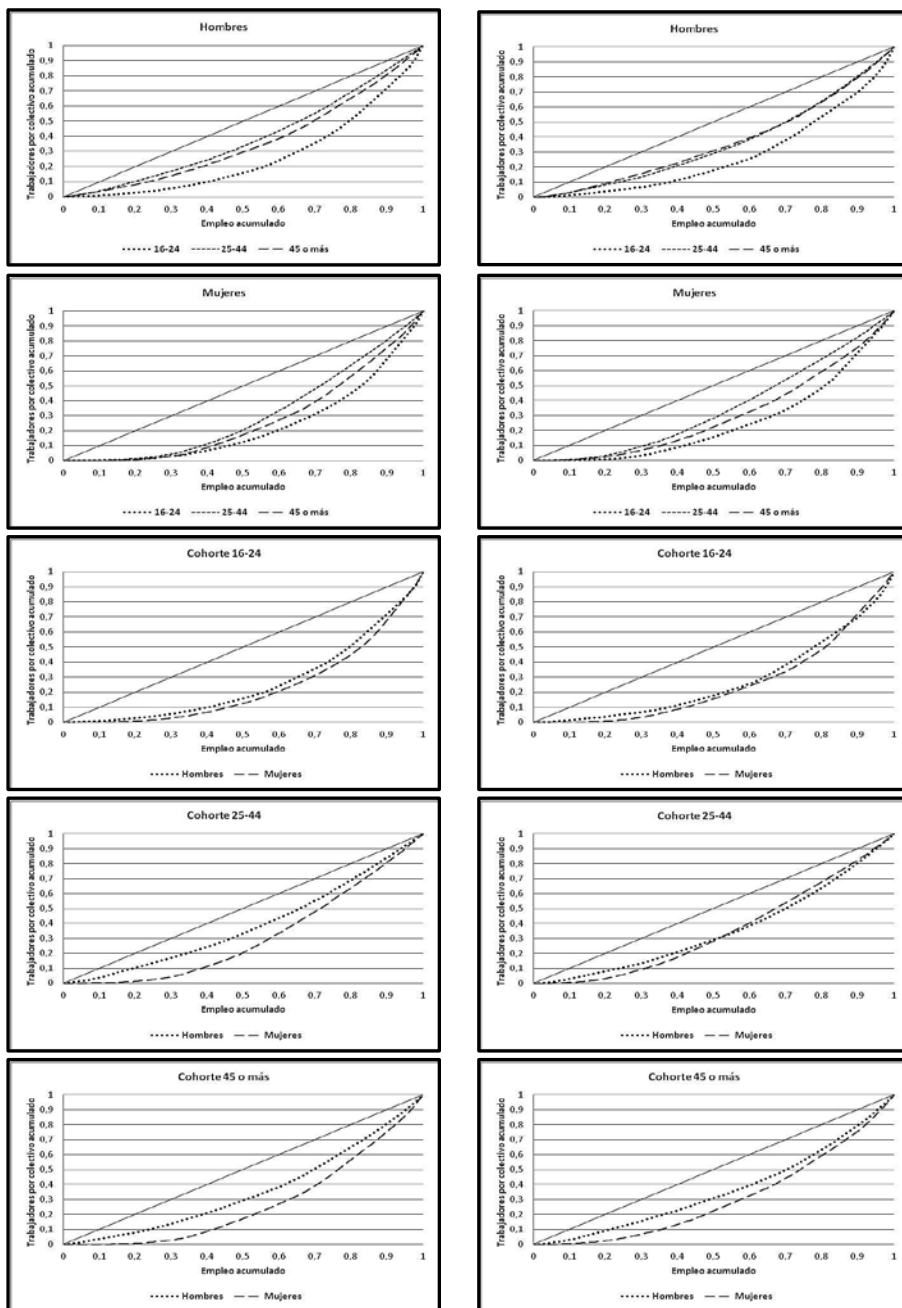
- DOLADO, J.J., FELGUEROSO, J. y JIMENO, J.F. (2004). "Where do Women Work?: An Analysis Patterns of Occupational Segregation by Gender". *Annales d'Economie et de Statistique*, 71-72, pp. 293-315.
- DUEÑAS, D.; IGLESIAS, C. y LLORENTE, R. (2013). "La segregación laboral en las regiones españolas durante el periodo 1996-2010". *Investigaciones Regionales*, 27, pp. 91-113.
- DUEÑAS, D.; IGLESIAS, C. y LLORENTE, R. (2014). "Occupational segregation by sex in Spain: Exclusion or confinement?". *International Labour Review*, 153 (2), pp. 311-336.
- ENGLAND, P. (2005). "Gender Inequality in Labor Markets: The Rol of motherhood and Segregation". *Social Politics*, 12 (2), pp. 264-288.
- FORTIN, N. y HUBERMAN, M. (2002). "Occupational Gender Segregation and Women's Wages in Canada: A Historical Perspective". *Canadian Public Policy*, 28, pp. 11-39.
- GLASS, J. (1990). "The impact of occupational segregation on working conditions". *Social Forces*, 68(3), pp. 779-796.
- GOLDIN, C. (2002). "A pollution theory of discrimination: male and female differences in occupations and earnings". NBER Working Paper, 8985.
- GROSHEN, E. (1991). "The Structure of the Female/Male Wage Differential: Is it Who You Are, What Do You Do, or Where You Work?". *The Journal of Human Resources*, 26 (3), pp. 457-472.
- HERNÁNDEZ, P.J. (1996). "Segregación ocupacional de la mujer y discriminación salarial". *Revista de Economía Aplicada*, 11 (4), pp. 57-80.
- HULETT, D., BENDICK, M., THOMAS, S. y MOCCIO, F. (2008). "Enhancing Women's Inclusion in Firefighting in the USA, International Journal of Diversity in organizations". *Communities and nations*, 2, pp. 189-207.
- IGLESIAS, C. y LLORENTE, R. (2010). "Evolución Reciente de la Segregación Laboral por Género en España". *Revista Universitaria de Ciencias del Trabajo*, 11, pp. 81-105.
- JONUNG, C. (1984). "Patterns of Occupational Segregation by Sex in the Labour Market". En Schmid, G. y Weitzel, R. (eds.): *Sex Discrimination and Equal Opportunity: The Labour Market and Employment Policy*. Berlin: WZB-Publications.
- KARMEL, T. y MACLACHLAN, M. (1988). "Occupational Sex Segregation. Increasing or Decreasing?". *The Economic Record*, 64(186), pp. 187-195.
- LEWIS, D. (1982). "The Measurement of the Occupational and Industrial Segregation of Women". *Journal of Industrial Relations*, 24, pp. 406-423.
- MATÉ, J.J., NAVA, L.A. y RODRIGUEZ, J.C. (2002). "La Segregación Ocupacional por Razón de Sexo en la Economía Española, 1994-1999". *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 36, pp. 79-94.
- MILLER, P. (1994). "Occupational Segregation and Wages in Australia". *Economic Letters*, 45 (3), pp. 367-371.
- PALACIO, J.I. y SIMÓN, H. (2006). "Segregación Laboral y Diferencias Salariales por Razón de Sexo en España". *Estadística Española*, 48 (163), pp. 493-524.
- PETERSEN, T. y MORGAN, L. (1995). "Separate and Unequal: Occupation-Establishment Sex Segregation and the Gender Wage Gap". *American Journal of Sociology*, 101, pp. 329-365.



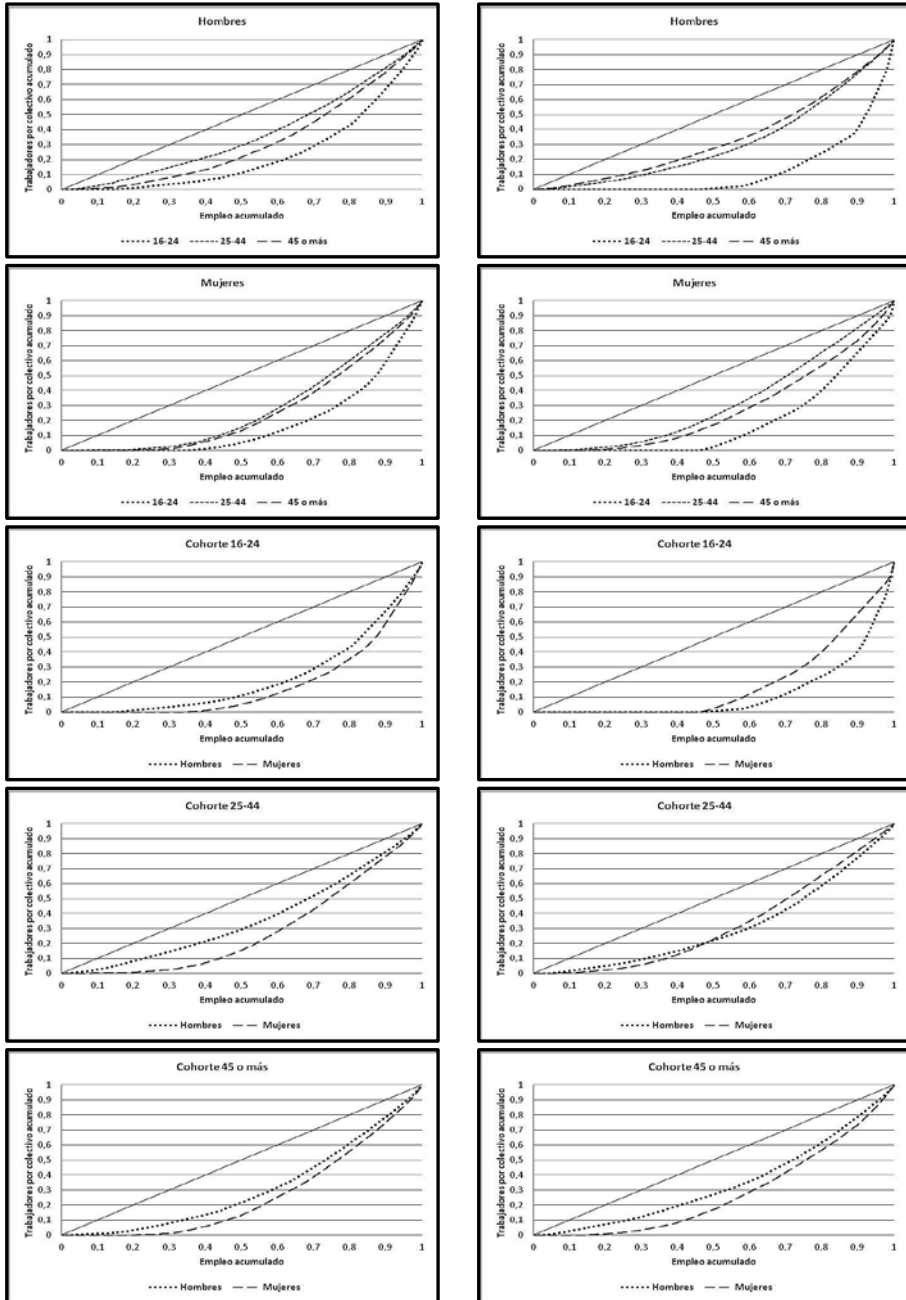
- SILBER, J. (1992). "Occupational Segregation Indices in the Multidimensional Case: A Note". The *Economic Record*, 68, pp. 276-277.
- SILTANEN, J., JARMAN, J, y BLACKBURN, R.M. (1995). *Gender Inequality in the Labour Market: Occupational Concentration and Segregation. A Manual on Methodology*. Génova: OIT.
- SPARREBOOM, T. (2014). "Gender equality, part-time work and segregation in Europe". *International Labour Review*, 152 (2), pp. 245-268.

## ANEXO

Curvas de segregación local para cada sexo y cohorte de edad. España 2002-2014



Curvas de segregación local para cada sexo y cohorte de edad. País Vasco 2002-2014





# Participación femenina en puestos directivos y desigualdad salarial. Un análisis en el mercado laboral español

PEDRO JESÚS VEGA CATENA <sup>a</sup>, ROSA SANTERO SÁNCHEZ <sup>a</sup>, BELÉN CASTRO NÚÑEZ <sup>a</sup>, NURIA ELENA GÓMEZ GÓMEZ <sup>a</sup>

<sup>a</sup> *Universidad Rey Juan Carlos, Fctad. CC.JJ. y SS., Pº Artilleros s/n., 28032 Madrid, Spain. E-mail: pedrojesus.vega@urjc.es, rosa.santero@urjc.es, belen.castro@urjc.es, nuria.gomez@urjc.es*

## RESUMEN

En las últimas décadas, la mujer se ha incorporado de manera masiva al mercado laboral, pero este proceso ha sido bastante desigual en cuanto a su acceso a puestos de dirección. En este estudio se analiza la influencia de la participación femenina en la dirección de las empresas sobre la brecha salarial, tanto en valores medios, utilizando metodología de Oaxaca-Blinder, como a lo largo de la distribución de salarios, a través de regresiones cuantílicas. Nuestra hipótesis de partida es que las empresas con mayor presencia de mujeres en puestos de dirección presentarán menor discriminación salarial de género. Los resultados obtenidos confirman la hipótesis de partida para los/as trabajadores/as en puestos no directivos.

*Palabras clave: Brecha salarial, mujeres directivas, Descomposición de Oaxaca-Blinder, Regresiones cuantílicas.*

## Women Directors, Critical Mass and Gender Wage Gap. Evidence for Spain

### ABSTRACT

Despite the massive incorporation of woman to labor market, this process is still unequal, and the incorporation of women to responsibility positions is still a below the desired level. In this paper we analyze the influence of gender diversity in executive positions over gender wage discrimination. We assume that companies with higher gender diversity among senior management positions will be more likely to develop gender equality policies and will show less gender discrimination. We apply Oaxaca-Blinder and quantile regression techniques using the Spanish wage structure survey. The results obtained suggest that a higher participation of women in management positions do not reduce gender wage, but it is related to lower wage discrimination in non-management positions.

*Keywords: Wage Gap, Women-Led Firms, Oaxaca-Blinder Decomposition, Quantile Regressions.*

Clasificación JEL: J31, J71, C31

Artículo recibido en noviembre de 2015 y aceptado en diciembre de 2015

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. e-34108

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

## 1. INTRODUCCIÓN

La incorporación de la mujer al mercado laboral se ha incrementado de forma continuada a lo largo de las últimas décadas, pero su posición dentro de las empresas sigue mostrando diferencias en las condiciones laborales con respecto al hombre. Según los datos de la Encuesta de Población Activa, la tasa de actividad de las mujeres españolas se ha incrementado en torno a veinte puntos porcentuales, pasando del 34% en 1990 al 53,7% en 2014, pero presenta grandes variaciones por sector de actividad y características del puesto de trabajo, siendo especialmente relevantes en lo que se refiere a su participación en puestos de dirección y con capacidad de decisión (Martínez *et al.*, 2011).

La presencia de la mujer en el ámbito empresarial ha dado lugar al estudio de diversidad de género desde diferentes enfoques. Los resultados obtenidos llevan a plantear la cuestión de la participación activa de las mujeres en la alta dirección de las empresas y la necesidad de incorporación de políticas que gestionen la diversidad dentro de la empresa, ya no en términos de equidad y justicia social, sino como un elemento más de competitividad empresarial (Hambrick y Mason, 1984; Robison y Dechant, 1997; Bernasek y Shwiff, 2001; Carter *et al.*, 2003; entre otros). En este sentido la Comisión de la Unión Europea lanzó en 2010 la “Estrategia por la Igualdad entre Mujeres y Hombres 2010-15”. Dentro de dicha estrategia, la Comisaria de Justicia, Viviane Reding, pidió a todas las empresas el compromiso de conseguir al menos un 30% de mujeres directivas en la plantilla para 2015 y un 40% para 2020. Este mensaje está en línea con la idea de la necesidad de alcanzar una masa crítica para conseguir una participación efectiva en el proceso de toma de decisiones dentro de las empresas, a diferencia de una participación “simbólica”, que se puede enmarcar dentro del “tokenismo” (Torchia, Calabrò y Huse, 2011).

En particular, dentro de las políticas de gestión de la diversidad resulta clave abordar la igualdad laboral entre hombres y mujeres ya que existe una amplia literatura que analiza la discriminación en las condiciones laborales por razón de género, encontrándose evidencias de la misma (Groshen, 1991; Bertrand y Hallock, 2001; Lemieux *et al.*, 2009; Torns y Recio, 2012).

En este contexto, el objetivo de este trabajo es profundizar en el vínculo entre la incorporación de la mujer a puestos directivos en las empresas y la mejora de sus condiciones laborales, para el caso de las empresas españolas. En particular, nos centramos en la idea de que es necesaria una masa crítica que permita una participación efectiva en la toma de decisiones de las empresas, de forma que en dichas empresas se entiende que existirá una mayor inclinación a plantear e implementar políticas de gestión de la diversidad que reduzcan las diferencias en las condiciones laborales por razón de género. A tales efectos se compara la situación en dos grupos de empresas en base al grado de participación femenina en puestos directivos, utilizando el umbral del 30%, uno de los

valores que más frecuentemente se asocia a masa crítica de participación (Desvaux *et al.*, 2007, Comisión Europea, 2010, Martínez *et al.*, 2011). La literatura utiliza diferentes criterios a la hora de delimitar puestos directivos, incluyendo desde únicamente los Consejos de Administración hasta grupos más amplios de puestos directivos. En este sentido, este artículo se centra en puestos ejecutivos y de dirección a tiempo completo, al entender que refleja el grupo de personas que influyen en las condiciones laborales de los trabajadores/as de una empresa. Por otra parte, si bien existen múltiples formas de discriminación laboral, tomamos como referencia la discriminación salarial al tratarse de uno de los principales objetivos de las políticas de igualdad laboral. Así pues, nuestra hipótesis de trabajo es que en las empresas donde la presencia femenina en los puestos directivos supera el 30% existirá una menor discriminación salarial, distinguiendo entre la retribución de los propios directivos/as y la del resto de la plantilla.

La aportación del trabajo que aquí se presenta es triple. En primer lugar, se evalúa por primera vez en el caso de España la importancia del objetivo del 30% de mujeres en puestos directivos de las empresas como nivel de masa crítica que realmente pueda tener influencia en la reducción de la brecha y la discriminación salarial por razón de género. En segundo lugar, se realiza un análisis a lo largo de la distribución salarial, profundizándose en las diferencias existentes entre puestos directivos y resto de la plantilla. Por último, se utiliza la base de datos de la Encuesta de Estructura Salarial, una de las más relevantes a la hora de estimar la brecha salarial a nivel nacional y europeo, posibilitando futuras comparativas temporales y transversales entre países de la Unión Europea.

Para este propósito, en primer lugar, se revisa el marco teórico relacionado con la participación femenina en puestos de toma de decisiones en las empresas y las diferencias de género en las condiciones laborales, en concreto la brecha y discriminación salarial, identificando las cuestiones relevantes que dan soporte a la hipótesis de trabajo desde un punto de vista teórico. En el apartado 3, se presenta la metodología utilizada en el análisis y la base de datos. La variable relativa a la retribución salarial permite determinar, a partir de la metodología Oaxaca-Blinder (1973), tanto la brecha salarial por razón de género como una aproximación a la discriminación existente en términos salariales. Este análisis de las retribuciones medias se completa con la utilización de regresiones cuantílicas, para el estudio de la brecha en diferentes puntos de la distribución salarial. Los resultados se presentan diferenciando en función de los puestos ocupados por los/as trabajadores, ya que tanto la brecha como la discriminación salarial difiere en función del puesto ocupado en la empresa y del nivel de salarios en relación a la distribución salarial. Así mismo, la distinción de empresas en función del porcentaje de mujeres en puestos de dirección muestra efectos diferenciales sobre la discriminación salarial, encontrándose que la discriminación

salarial por género es inferior para mujeres en puestos no directivos cuando la empresa supera la cuota femenina del 30% en puestos directivos. Por último, se presentan las principales conclusiones en base a los resultados obtenidos, así como las limitaciones existentes y futuras líneas de investigación planteadas.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El desajuste entre la presencia femenina en el mercado laboral y su participación en los ámbitos de decisión constituye un tema de preocupación creciente en el ámbito normativo, legislativo y empresarial. Según cifras de la Comisión Europea (European Commission, 2013), en el año 2013, sólo el 14,3% de los miembros de los Consejos de Administración de las grandes empresas españolas eran mujeres, cifra no muy alejada de la media de la Unión Europea de los 27 (16,6%), pero sí ciertamente por debajo de la de otros países, como los nórdicos (48,9% en Islandia, 41,9% en Noruega, 29,1% en Finlandia o 26,5% en Suecia).

El análisis de los Consejos de Administración y la alta dirección, pone de manifiesto que dichos elementos forman parte de la organización de las grandes empresas, por lo que un análisis de la diversidad de género en alta dirección limita las conclusiones a una parte importante, aunque reducida, del tejido empresarial, especialmente en nuestro país. Si ampliamos el análisis a cualquier puesto de dirección en los distintos departamentos que conforman la organización de una empresa, incluyendo la dirección de las pequeñas y medianas empresas, la panorámica de la presencia de las mujeres en el tejido empresarial europeo es distinta. En la UE27 (European Commission, 2010), en promedio, la dirección de las empresas está ocupada por un 33% de mujeres y un 67% de hombres, un valor todavía lejos de la paridad. Además, se observa que en los últimos cinco años apenas se ha producido variación en esta distribución, habiendo aumentado tan sólo un punto porcentual desde el año 2005 donde la presencia de la mujer en la dirección de las empresas europeas fue del 32%.

La relación de la diversidad de género en la empresa, y en concreto en la dirección y las condiciones laborales en la misma tiene sus raíces teóricas en el análisis de las barreras laborales a las que se enfrentan las mujeres. Tanto la entrada en el mercado laboral como su trayectoria dentro del mismo se ven afectadas por condicionantes desde el lado de la oferta así como desde el lado de la demanda. El primer grupo hace referencia a los condicionantes y circunstancias personales que influyen en las decisiones laborales que toman las mujeres, como pueden ser los estereotipos, roles sociales, preferencias, decisiones relativas a la conciliación de vida laboral y personal, etc. y que afectarán a sus oportunidades dentro del mercado laboral.

En términos de las barreras desde el punto de vista de la demanda laboral, estas hacen referencia principalmente a las existentes dentro las empresas y



otros empleadores y su análisis suele enmarcarse dentro de la teoría de gusto por la discriminación y la teoría de discriminación estadística. La teoría de Becker desarrollada en 1957, conocida como gusto por la discriminación, supone que empleadores y trabajadores masculinos tienen prejuicios respecto a grupos con características personales diferentes (mujeres) suponiendo su contratación (y promoción) un coste desde el punto de vista psíquico. Así pues, por su parte las mujeres contratarán y apoyarán a las otras mujeres al ser sujetos similares. En este sentido, esa preferencia por contratar mujeres fomentará los vínculos entre las trabajadoras de distinta posición laboral dentro de la empresa de forma que mejoran las oportunidades laborales (McPherson *et al.*, 2001). Por su parte, los modelos de discriminación estadística (Phelps, 1972; Aigner y Cane, 1977) explican cómo los empresarios desean contratar a los trabajadores/as más productivos/as para maximizar sus beneficios, pero como obtener información detallada sobre los solicitantes es costoso deciden tomar sus decisiones en función de las características que se les atribuye al grupo, información que puede estar sesgada. Así pues, esta teoría apoya la idea de que según las mujeres escalan posiciones en la estructura de la empresa, las diferencias en las condiciones laborales basadas en la información imperfecta acerca del rendimiento de las mujeres se reducirán. Por lo tanto, existe un grupo de teorías económicas que apoyan la hipótesis de trabajo de este artículo ya que apuntan a la idea de que un mayor número de mujeres en puestos directivos debería estar relacionado con una disminución en las barreras existentes desde el lado de la demanda, y esto a su vez derivaría, entre otras cosas, en una menor discriminación salarial.

Por su parte, los resultados obtenidos en la literatura empírica señalan que la diversidad en la dirección de la empresa, en nuestro caso mayor participación femenina, generalmente parece reducir las barreras relativas a la promoción laboral (Mateos *et al.*, 2011; Miller y Matsa; 2011; Kunze y Miller, 2014) así como la brecha salarial entre trabajadores y trabajadoras, si bien los resultados no son concluyentes (Cardoso y Winter-Ember, 2010; Bell, 2005; Cohen y Huffman, 2007; Bertrand *et al.*, 2014).

En el caso de España no existe literatura específica sobre la relación entre presencia de mujeres en dirección y discriminación salarial, pero sí existe una gran producción científica relativa a las diferencias y discriminación salarial por razón de sexo, donde se analizan diferentes determinantes de ambos fenómenos. No cabe duda, y los datos así lo ratifican, que existen diferencias salariales entre hombres y mujeres, y que esta diferencia aumenta para mayores niveles de cualificación (Martínez *et al.*, 2011). Dependiendo de las medidas utilizadas y el periodo y colectivo analizado, la brecha media se sitúa entre un 22% y un 30% (Moreno *et al.*, 1996; Pérez e Hidalgo, 2000; Oliver, 2005; Martínez *et al.*, 2011). Más recientemente, según Murillo y Simón (2014), se evidencia que la tendencia decreciente de la brecha salarial por género durante la expansión económica se ha revertido en la denominada “Gran Recesión”, y este proceso se ha

acompañado de un perfil creciente de la brecha salarial a lo largo de la distribución de salarios.

Las estimaciones sobre qué parte de dicha brecha no se puede explicar en términos de factores que objetivamente justifican las diferencias, es decir, que pueden atribuirse a la existencia de discriminación salarial, confirman la existencia de dicha discriminación, si bien muestran un mayor rango de valores ya que además de otros factores mencionados influye decisivamente la metodología empleada. Así pues, el porcentaje de brecha salarial atribuible a la discriminación varía entre un 21% y un 83% (Moreno *et al.*, 1996; Aláez y Ulibarri, 1999; Gardeazábal y Ugidos, 2005; García y Morales, 2009; Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, 2012).

Por tanto, la revisión de la literatura pone de manifiesto por una parte que todavía queda mucho trabajo por hacer e investigar sobre el impacto de la presencia cada vez mayor de mujeres en la dirección de las empresas sobre la disminución en la discriminación laboral de este colectivo. Por otra parte, queda patente que persiste en España la existencia de brecha salarial y que parte de dicha diferencia se debe a un componente discriminatorio. Este trabajo pretende contribuir a la comprensión de este fenómeno en el actual contexto de esfuerzo conjunto de la sociedad por promover la igualdad de condiciones laborales.

### 3. METODOLOGÍA Y DATOS

La variable clave del estudio es la retribución salarial de los/as trabajadores/as. La información suministrada por dicha retribución nos permite, a partir de la metodología debida a Oaxaca-Blinder (1973), obtener la brecha salarial por razón de género en términos medios, así como cuantificar unas determinadas medidas de discriminación salarial empleadas comúnmente en la literatura. A partir de un segundo enfoque metodológico, empleando para ello regresiones cuantílicas, se estima la brecha salarial de género en diferentes puntos de la distribución de salarios con el objetivo de determinar si existe homogeneidad en el patrón de la desigualdad salarial a lo largo de toda la distribución.

#### 3.1. Oaxaca-Blinder

La brecha (diferencia) salarial mide la diferencia, en porcentaje, entre el salario medio masculino y el femenino, sin embargo, no toda la diferencia salarial es discriminación. Existe discriminación salarial cuando la brecha salarial no se debe a la existencia de diferencias de productividad entre hombres y mujeres.

Existe una extensa literatura empírica en cuanto a la medición de la discriminación salarial y su cuantificación en relación a la brecha salarial. El modelo del que parten la mayoría de las investigaciones sobre la estimación de la discriminación salarial es el de Oaxaca-Blinder (1973). La característica funda-

mental de esta metodología radica en considerar que las estructuras salariales de hombres y mujeres son a priori diferentes, de ahí la necesidad de estimar dos modelos separados, uno para cada sexo. En este contexto, la aproximación tradicional de esta metodología establece que la discriminación salarial por razones de sexo viene dada por la diferencia salarial existente entre hombres y mujeres que no puede ser explicada por un conjunto de características que determinan las diferencias objetivas en salarios. Por tanto, en primer lugar se hace necesario determinar las productividades marginales del trabajo para ambos sexos. El problema es que esas productividades no son directamente observables, por esta razón se deben aproximar a partir de características que sí sean observables y que puedan ser consideradas como indicadores indirectos de los factores que determinan la productividad laboral.

Se estiman, por tanto, ecuaciones separadas de salarios por sexo y, con ello esta metodología trata de cuantificar en qué medida esos factores considerados influyen en los salarios, es decir, cómo se remuneran todas y cada una de las características consideradas de un determinado trabajador o trabajadora. En un escenario laboral en donde no hubiera discriminación, las diferencias salariales por sexo se deberían exclusivamente a esos factores mencionados. De esta manera, y siempre bajo la óptica de esta metodología, si se determina la diferencia salarial total entre hombres y mujeres, y se observa que no toda ella puede ser explicada a partir de las características consideradas, ese remanente (residuo) sería considerado discriminación.

Esta diferencia salarial se puede expresar según la siguiente descomposición:

$$\bar{Y}_h - \bar{Y}_m = (\bar{X}_h' - \bar{X}_m') \beta^* + \bar{X}_h' (\hat{\beta}_h - \beta^*) + \bar{X}_m' (\beta^* - \hat{\beta}_m) \quad (1)$$

donde  $\bar{X}_h'$  y  $\bar{X}_m'$  son los vectores de los valores medios de las variables de las características incluidas,  $\hat{\beta}_h$  y  $\hat{\beta}_m$  son los correspondientes vectores de parámetros estimados, y  $\beta^*$  representa la estimación del vector de coeficientes de la estructura salarial del mercado en ausencia de discriminación. Respecto a ello, cabe señalar que en este estudio se han considerado dos posibles estructuras salariales no discriminatorias en el mercado: (A)  $\beta^* = \hat{\beta}_h$ , es decir, se asume que la discriminación salarial de género surge del infrapago que percibe una mujer respecto al salario existente en el mercado (el del hombre), y (B)  $\beta^* = \hat{\beta}_m$  es decir, se calcula la descomposición utilizando la definición de estructura salarial no discriminatoria de Neumark (1988), donde, de hecho, no existe una estructura de discriminación predefinida y los parámetros  $\hat{\beta}_N$  se obtienen de una regresión conjunta para hombres y mujeres.

En el lado derecho de la expresión (1), el primero de los términos representa la diferencia salarial entre hombres y mujeres debida a las características objetivas que influyen en la productividad y, por tanto, sería un término que persistiría incluso en ausencia de discriminación. Por otro lado, el segundo y tercer término reflejan la parte de la diferencia salarial no explicada, la que aproxima la discriminación salarial propiamente dicha, debida a la diferencia en la retribución a hombres y mujeres por iguales características productivas.

En nuestro análisis, los factores (características) explicativos que determinan el salario se han clasificado en tres categorías: (1) *Características individuales*: sexo, nacionalidad, edad, experiencia y nivel educativo; (2) *Características ligadas al puesto de trabajo*: antigüedad, tipo de jornada laboral (completa o parcial), tipo de contrato (temporal o permanente), si ocupa un puesto con responsabilidad (o supervisión de equipos) y cualificación del puesto (aproximada por el grupo ocupacional); y (3) *Características de la empresa*: propiedad (pública o privada), localización geográfica (comunidad autónoma), mercado al que se dirige la empresa (local, regional, nacional o internacional), tamaño de la empresa y sector de actividad económica.

Por lo que respecta a la medición de los salarios (variable endógena) se ha utilizado la variable salario por hora, calculada como el cociente entre el salario mensual y el número de horas trabajadas en el mes, siguiendo la metodología publicada por el INE para la Encuesta de Estructura Salarial 2010.

Los resultados obtenidos se utilizan para determinar la brecha salarial de género y, a partir de ésta, estimar el nivel de discriminación de género en el salario. Para ello, una primera aproximación consiste en calcular y analizar el porcentaje que supone cada componente (características y discriminación) en el total de la diferencia salarial. Además, también se calcula un segundo indicador de la discriminación que muestra, de forma más explícita, el nivel de dicha discriminación mediante el cálculo del coeficiente de discriminación definido como:  $D = (e^{\text{componente discriminatorio}} - 1) * 100$ . Este coeficiente indica, bajo la estructura salarial no discriminatoria del hombre, cuánto debería incrementarse, en porcentaje, el salario medio de las trabajadoras para percibir la misma remuneración que los trabajadores.

Aunque la metodología de Oaxaca-Blinder (1973) ha sido la más utilizada, han surgido críticas centradas en dos aspectos. En primer lugar, el modelo considera como discriminación salarial la parte de la diferencia salarial no explicada por las características de los trabajadores, lo que puede no ser cierto, ya que la parte inexplicada también podría recoger el efecto de otras *variables omitidas* en el modelo. Para solucionar esta limitación, se ha propuesto en la literatura introducir nuevas variables relacionadas con los prejuicios de los empleadores a la hora de contratar o ascender a sus trabajadoras (Neumark, 1988).

En segundo lugar, puede existir *sesgo de selección*, puesto que las ecuaciones de salarios se estiman para individuos que trabajan, cuyas preferencias, oportunidades y productividad no tienen por qué coincidir con las de los individuos que están fuera del mercado laboral, es decir, las muestras que se utilizan son muestras truncadas o censuradas. Para solucionar el sesgo de selección, se ha venido utilizando la técnica bietápica de Heckman (1979), que incorpora en el modelo de regresión la probabilidad de que un individuo forme parte del mercado de trabajo. En este estudio, dado que los datos de la Encuesta de Estructura Salarial 2010 no incorporan información de las personas que se encuentran fuera del mercado laboral, no es posible llevar a cabo dicha corrección.

### 3.2. Regresiones cuantílicas

Las últimas corrientes metodológicas para la estimación de la discriminación salarial aplican técnicas econométricas que incorporan aspectos distributivos. Generalmente, la estructura salarial no es constante a lo largo del rango salarial y se pueden modelizar distribuciones salariales condicionadas a las características de los/as trabajadores/as, lo que permite cuantificar las diferencias en las retribuciones de las dotaciones en los diferentes puntos de la distribución, como las regresiones cuantílicas. La regresión cuantílica fue propuesta inicialmente por Koenker y Bassett (1978), con ampliaciones posteriores de Buchinsky (1998), Koenker (2005) o Melli (2005), entre otros.

La regresión por cuantiles es una técnica que permite estimar el cuantil determinado de una variable aleatoria condicionado a un conjunto de variables. En concreto, dentro de esta estructura de regresión por cuantiles se supone que la distribución condicional en el cuantil  $\theta$ -ésimo de la variable aleatoria es lineal respecto al conjunto de variables explicativas (vector  $K \times 1$  de variables denotado por  $X$ ), dando lugar a un modelo de regresión lineal por cuantiles como:

$$y_{\theta} = X' \beta_{\theta} + u_{\theta} \quad (2)$$

donde se considera que la distribución de probabilidad del término de error no está especificada pero se supone que satisface que  $Q_{\theta}(u_{\theta}/X) = 0$ , y respecto a  $\beta_{\theta}$ , es definido como el vector de coeficientes de la regresión correspondiente a ese cuantil.

La ventaja que presenta la regresión cuantílica sobre la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios es que permite estimar el efecto marginal de las variables explicativas ( $\beta_{\theta}$ ) sobre el logaritmo del salario en diferentes puntos de la distribución, y no solo en la media. Así, por ejemplo, esta técnica nos permite estimar el efecto que tiene el sexo, el nivel educativo o la experiencia de los/as trabajadores/as sobre el salario en varios puntos (cuantiles) de la distribución de salarios.

En nuestro análisis, se han analizado los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90 para determinar la posible diferencia en los comportamientos de la desigualdad en los salarios según el percentil considerado.

### 3.3. Base de datos

La base de datos utilizada en este trabajo es la Encuesta de Estructura Salarial de 2010 (a partir de ahora, EES2010), elaborada por el INE. Esta Encuesta consiste en una muestra aleatoria de empleados/as registrados/as en el Registro General de la Seguridad Social en octubre de 2010 y que contiene información relacionada con aspectos demográficos, sociales y laborales de los/as trabajadores/as. La edición de 2010 tiene una ventaja fundamental sobre ediciones anteriores de la misma, que es la inclusión de microempresas, que dada la importancia que tienen estas empresas en el tejido productivo español, especialmente por su aportación al empleo, es un adelanto importante en cuanto a la representatividad de la muestra. Por otra parte, hay que tener en cuenta que la EES tiene limitaciones tanto en el tipo de trabajadores/as (no incluye trabajadores/as con contrato de aprendizaje, ni presidentes o miembros de consejos de administración cuya remuneración es por comisiones o beneficios) como en variables que son relevantes para el análisis de la brecha salarial, como el estado civil de los/as trabajadores/as o si tienen o no hijos/as a su cargo. Respecto a la cobertura sectorial, queda fuera de la EES el sector primario; parcialmente la Administración Pública, Defensa y Seguridad Social Obligatoria; el personal doméstico y los organismos extraterritoriales (De Cabo *et al.*, 2014).

En este estudio se identifica a los/as directivos/as utilizando las categorías de la clasificación nacional de ocupaciones de 2011 (CNO-11) y en concreto se toma como referencia el grupo A, que incluye puestos de dirección y gestión (excluyendo propietarios y miembros de consejos de administración cuyas remuneraciones sean principalmente por comisiones o beneficios).

La muestra empleada para este trabajo parte de una petición específica al INE y contiene datos para más de 155.000 trabajadores/as. Puesto que el objetivo principal es comprobar si las empresas dirigidas por mujeres reducen la brecha salarial de género, se han clasificado las empresas en función del porcentaje femenino en puestos de dirección, siempre que hubiese un mínimo de dos puestos de dirección dentro de la empresa (siguiendo el criterio de Carter *et al.*, 2003). Así, se consideran empresas dirigidas por mujeres aquellas que tienen un porcentaje igual o superior al 30% de mujeres en puestos de dirección, considerándose empresas dirigidas por hombres en caso contrario. La submuestra con la que se ha trabajado contiene información de 16.151 trabajadores/as que trabajan en aproximadamente 1.300 empresas.

La Tabla 1 muestra los datos relativos a la distribución de los/as trabajadores/as en función de la participación femenina en la dirección. En aquellas em-

presas donde dicha participación en la dirección es menor del 30% se observa a su vez una menor participación femenina en el total de la empresa, que no supera el 9% en puestos directivos y alcanzan el 34% en el global. Sin embargo, en las empresas que superan la cuota de directivas del 30%, se alcanza la paridad en toda la empresa, incluyendo la dirección, con un 50%. Esta masculinización de las empresas con menor participación femenina en la dirección puede estar asociada con la segregación sectorial.

**Tabla 1**

Distribución de los/as trabajadores/as por género, tipo de puesto laboral y participación de la mujer en los puestos de dirección

	Participación femenina<30%			Participación femenina>=30%		
	Hombre	Mujer	Participación femenina (%)	Hombre	Mujer	Participación femenina (%)
Dirección	1.295	121	8,55	830	820	49,70
Otros	3.750	2.485	39,85	3.476	3.374	52,73
Total	5.045	2.606	34,06	4.306	4.194	52,14

Fuente: EES 2010. Elaboración propia.

En la Tabla 2 se presentan los estadísticos descriptivos de las principales variables relativas a las características personales y laborales. Las mujeres son por término medio más jóvenes que los hombres en ambos grupos de empresas. Acorde con las diferencias en edad, se observa una menor experiencia laboral en las mujeres (ligeramente superior en las empresas con menor porcentaje de directivas) y un mayor nivel educativo, salvo en el tramo de estudios técnicos, en parte debido al tipo de oferta educativa y el grado de feminización de dicha oferta. Resulta interesante observar como el nivel educativo de las empresas con mayor participación femenina es ligeramente superior al del otro tipo de empresas.

Esto se ve reforzado en la distribución de los trabajadores/as según su cualificación laboral. En este sentido, en las empresas dirigidas por hombres, el porcentaje de trabajadores/as con alta cualificación no manual es algo más bajo en hombres y la diferencia aumenta hasta cinco puntos porcentuales en el caso de las mujeres. La única excepción son los trabajadores/as de alta cualificación que desempeñan labores manuales, relacionadas normalmente con estudios técnicos y profesionales. Por último, si las diferencias en nivel educativo de hombres y mujeres se diluyen ligeramente cuando se analiza la cualificación del puesto desempeñado (donde existe una mayor cualificación en el caso de los hombres), al analizar la responsabilidad del puesto desempeñado las diferencias entre hombres y mujeres se acentúan, sobre todo en el caso de empresas con bajo porcentaje femenino en la dirección, donde sólo el 18% de las mujeres tienen equipos a su cargo, frente al 37% en el caso de los hombres.

**Tabla 2**  
Estadísticos descriptivos de características personales y laborales en función de la participación femenina en puestos de dirección  
(% sobre el total columna, salvo en experiencia y edad)

	Participación femenina < 30%		Participación femenina ≥ 30%	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Observaciones (número)	5.045	2.606	4.306	4.194
Edad (años, media)	43,2	39,5	42,3	39,6
Experiencia (años, media)	13,6	11,3	12,9	10,5
Nivel educativo				
Educación obligatoria	22,3	17,7	18,4	15,5
Secundaria	13,1	15,4	15,1	15,7
Estudios técnicos y profesionales	18,8	15,7	16,6	13,0
Educación Terciaria	45,8	51,2	49,9	55,8
Cualificación laboral*				
Alta Cualificación, No Manual (ACNM)	63,1	60,4	66,1	65,0
Baja Cualificación, No Manual (BCNM)	12,9	30,1	16,9	28,3
Alta Cualificación, Manual (ACM)	18,3	5,9	11,2	3,1
Baja Cualificación, Manual (BCM)	5,7	3,5	5,8	3,6
Puestos de responsabilidad				
Puesto con responsabilidad	37,2	17,6	34,2	29,5
Puesto sin responsabilidad	62,8	82,4	65,8	70,5
Tipo de jornada				
Tiempo Completo	95,5	92,4	95,3	91,1
Tiempo Parcial	4,5	7,6	4,7	8,9
Duración del contrato				
Permanente	89,9	91,7	92,0	91,4
Temporal	10,1	8,3	8,0	8,6

Nota: \*Grupo según Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO 2011): ACNM (grupos 11 a 38), BCNM (grupos 41 a 59), ACM (grupos 61 a 82) y BCM (grupos 83 a 98).

Fuente: EES 2010. Elaboración propia.

En lo referente al tipo de contrato, más del 90% de los/as trabajadores/as tienen un contrato indefinido y a tiempo completo, si bien las mujeres presentan un mayor porcentaje de parcialidad en ambos grupos de empresas y, de hecho, es algo superior en el caso de empresas con participación igual o superior al 30%. En este sentido, asumimos que en el caso del mercado laboral español los/las trabajadores/as no suelen elegir voluntariamente trabajos a jornada parcial. Este razonamiento está en línea con estudios que muestran que en mercados laborales con alta brecha de género, las mujeres que trabajan a tiempo parcial afirman que preferirían hacerlo en puestos a tiempo completo (Petrongolo, 2004).

En conclusión, las mujeres muestran por lo general un nivel educativo ligeramente superior a los hombres, pero ocupan puestos con menor cualificación y menor grado de responsabilidad. Dichas diferencias se acentúan en el caso de



empresas con menor participación femenina en puestos directivos. Al respecto cabe mencionar que los descriptivos se refieren al conjunto de las plantillas, sin distinguir puestos directivos o no, resultando interesante observar las diferencias globales en el perfil de hombres y mujeres en cada grupo de empresa.

La Tabla 3 contiene los estadísticos descriptivos básicos relativos a los salarios/hora por género y a la brecha salarial definida como:  $\frac{\text{salario hombre}}{\text{salario mujer}} - 1$ ,

así como los ratios de desigualdad por percentiles, y diferenciando en términos de la participación de la mujer en puestos directivos. La brecha salarial media para el conjunto de la plantilla es notablemente inferior en empresas con mayor participación femenina en la dirección, aunque la diferencia salarial varía según el tipo de empresa en función del porcentaje de directivas y el puesto desempeñado.

**Tabla 3**

Salario por hora (euros), brecha salarial (%) y ratios de desigualdad por sexo, puesto ocupado y participación femenina en la dirección

	Participación femenina <30%			Participación femenina ≥30%		
	Salario Hombre	Salario Mujer	Brecha salarial (%)	Salario Hombre	Salario Mujer	Brecha salarial (%)
<b>Puestos de dirección</b>						
Media	35,53	26,21	35,56	35,43	24,94	42,06
p10	16,06	14,84	8,22	16,92	13,97	21,12
p50	28,77	24,46	17,62	29,04	22,42	29,52
p90	60,35	39,54	52,63	55,85	37,83	47,63
<b>Ratios de desigualdad</b>						
p90/p10			6,40			2,26
p90/p50			2,99			1,61
p50/p10			2,14			1,40
<b>Otros puestos no directivos</b>						
Media	16,84	14,41	16,86	16,77	13,54	23,86
p10	8,56	7,43	15,21	8,38	7,03	19,20
p50	14,52	13,01	11,61	14,64	11,95	22,51
p90	25,87	22,93	12,82	26,55	21,44	23,83
<b>Ratios de desigualdad</b>						
p90/p10			0,84			1,24
p90/p50			1,10			1,06
p50/p10			0,76			1,17
<b>Media (total)</b>	21,64	14,96	44,65	20,37	15,77	29,17

Fuente: EES 2010. Elaboración propia.

La brecha para el total de las trabajadoras es de un 29% en empresas con alta participación femenina, aumentando casi 16 puntos porcentuales, hasta cerca del 45%, en el caso de empresas lideradas por hombres, donde los salarios son por término medio superiores. De hecho, en general, las mujeres tienen mayores

salarios en empresas lideradas por hombres, circunstancia que suele estar relacionada con una segregación por sectores económicos, donde las empresas lideradas por mujeres desarrollan actividades económicas caracterizadas por menores salarios, generalmente en el sector terciario. Por su parte, los hombres tienen salarios similares, independientemente de la participación femenina en la dirección de la empresa, lo que apuntaría a una mayor brecha en las empresas lideradas por mujeres, algo contrario a nuestra hipótesis de trabajo.

La brecha salarial permanece más estable a lo largo de la distribución en puestos no directivos para ambos tipos de empresas, y sigue siendo menor en las empresas lideradas por hombres aunque, en este caso, lo es para todos los percentiles considerados. Esta evolución de la brecha según la distribución salarial está en línea con la literatura relativa a la brecha salarial en puestos de alta cualificación (Martínez *et al.*, 2011) y la brecha medida a partir de las retribuciones por rendimientos (De la Rica *et al.*, 2011).

## 4. RESULTADOS

### 4.1. Descomposición de Oaxaca-Blinder

La descomposición de Oaxaca-Blinder nos permite dividir la diferencia salarial de género en una parte “explicada” por las características personales (dotaciones) como educación, experiencia laboral y otras, y otra parte que no puede ser explicada por esas diferencias observables, y que se asocia a la discriminación de género. Como ya se explicó en la sección dedicada a la metodología, es posible utilizar la parte no observable de dicha brecha como una *aproximación* al concepto de discriminación y comparar el peso que este efecto tiene sobre el total de la brecha, en ambos subconjuntos de empresas.

La descomposición de la diferencia salarial ha sido realizada de forma independiente para las empresas con un 30% o más de participación de mujeres en puestos directivos y para el resto. Para cada subgrupo, se ha procedido a estimar en dos grupos diferenciados en función del puesto ocupado: puestos de dirección y el resto de puestos no directivos, obteniéndose la descomposición de Oaxaca-Blinder para los cuatro subgrupos. Siguiendo el enfoque tradicional para estimar la diferencia salarial, la estructura salarial masculina ha sido considerada como referencia, y estos resultados se comparan también con aquéllos obtenidos utilizando la estructura de salarios no discriminatoria de Neumark (1988). Los resultados econométricos<sup>1</sup> están en la línea de la teoría del capital humano.

La brecha salarial entre hombres y mujeres en los puestos de dirección es de 0,2199 puntos logarítmicos en las empresas dirigidas por hombres (<30% de

---

<sup>1</sup> No se incluyen las regresiones estimadas para no extender en exceso el artículo. No obstante, los/as autores/as ponen a disposición de cualquier investigador/a interesado/a esta información.

mujeres en puestos directivos) frente a los 0,2860 puntos logarítmicos en aquellas empresas conducidas por mujeres ( $\geq 30\%$  mujeres en puestos de dirección) (Tabla 4). Este primer resultado señala que, *las empresas conducidas por mujeres presentan una mayor brecha salarial en los puestos de dirección.*

**Tabla 4**  
Descomposición de la diferencia salarial. Puestos de dirección.

	Características		Rendimientos		Coeficiente D
	Absoluto	%	Absoluto	%	
<b>Empresas con participación femenina en la dirección &lt;30%</b>					
Hombre	0,123	56,03	0,097	43,97	10,19
Neumark	0,128	58,31	0,092	41,69	9,64
Diferencia salarial total (en logaritmos): 0,21994					
<b>Empresas con participación femenina en la dirección <math>\geq 30\%</math></b>					
Hombre	0,092	32,31	0,194	67,69	21,41
Neumark	0,098	34,17	0,188	65,83	20,68
Diferencia salarial total (en logaritmos): 0,2860					

Fuente: EES 2010. Elaboración propia.

En cuanto al componente discriminatorio, en las empresas con menos directivas la brecha salarial viene explicada mayoritariamente (entre 56% y 58%) por la diferencia en las características productivas de hombres y mujeres, siendo lógicamente el resto debido al componente asociado a la discriminación. Por el contrario, en las empresas conducidas por mujeres, el componente ligado a rendimientos supone entre un 66% y un 68%, por tanto, es un componente claramente mayoritario en este caso.

Utilizando el coeficiente de discriminación, se ha estimado que para las empresas conducidas por hombres, las mujeres directivas perciben en torno a un 10% de salario medio menos que los hombres directivos de iguales dotaciones productivas, mientras que en las empresas conducidas por mujeres, ese porcentaje se eleva hasta el 21%. Por lo tanto, *estos datos corroboran que en los puestos de dirección, tanto la brecha salarial como la discriminación de género es más fuerte en las empresas con mayor porcentaje de mujeres directivas.*

El análisis del grupo de trabajadores/as que ocupan otros puestos no directivos presenta resultados diferentes. Por un lado, la brecha salarial sigue siendo mayor en aquellas empresas que presentan un mayor número de directivas, siendo de 0,1356 puntos logarítmicos en las empresas conducidas por hombres frente a los 0,2080 puntos logarítmicos (Tabla 5) en el caso de empresas conducidas por mujeres. De hecho, una mujer ocupada en otros puestos no directivos en las empresas dirigidas por hombres, percibe una remuneración de un 14,52% menor a la percibida por un hombre (esta brecha en el salario asciende hasta el 23,12% en las empresas con mayor número de directivas).

**Tabla 5**  
Descomposición de la diferencia salarial. Otros puestos no directivos

	Características		Rendimientos		Coeficiente D
	Absoluto	%	Absoluto	%	
<b>Empresas con participación femenina en la dirección &lt;30%</b>					
Hombre	-0,019	-14,01	0,155	114,01	16,77
Neumark	0,007	4,90	0,129	95,10	13,77
Diferencia salarial total (en logaritmos): 0,1356					
<b>Empresas con participación femenina en la dirección &gt;=30%</b>					
Hombre	0,063	30,46	0,145	69,54	15,60
Neumark	0,084	40,47	0,124	59,53	13,20
Diferencia salarial total (en logaritmos): 0,2080					

Fuente: EES 2010. Elaboración propia.

En relación a los porcentajes correspondientes al componente debido a rendimientos, los resultados obtenidos son muy importantes, indicando que dicho componente es el más relevante a la hora de determinar la desigualdad salarial. No obstante, los mayores pesos se observan en las empresas con menor número de directivas donde el peso ligado a rendimientos incluso supera el 100% bajo la estructura salarial no discriminatoria del hombre. Este resultado se explica porque el componente debido a características se estima con un valor negativo, indicando con ello unas mayores capacidades productivas de las mujeres ubicadas en este grupo respecto a sus compañeros masculinos, y cobrando por tanto, en media, un mejor salario que éstos. Estas cifras en la parte de los pagos se reducen hasta el 60%-70% en las empresas con un porcentaje mayor al 30% de mujeres directivas.

Por lo que respecta a los coeficientes de discriminación, estos oscilan entre el 14% y el 17% en las empresas dirigidas por hombres y se mueven en torno al 13%-15,6% para el caso de empresas dirigidas por mujeres. Estos resultados estarían en consonancia con la hipótesis de partida ya que indican que cuando el peso de las mujeres en la dirección es importante, las mujeres que ocupan otros puestos no directivos sufren una menor discriminación salarial que en las empresas lideradas por hombres.

En conclusión, la evidencia para el caso español sugiere que incluso en las empresas con una participación femenina de un 30% o más en puestos directivos, la diferencia salarial por género persiste, aunque el análisis separado de puestos directivos y otros puestos no directivos, muestra resultados diferentes. Mientras que los puestos directivos de las empresas lideradas por hombres presentan menos discriminación salarial por género, en puestos no directivos ocurre lo contrario. Por tanto, es necesario realizar una investigación más profunda, ya que los resultados indican que incluso en las empresas con más mujeres en puestos directivos, la discriminación salarial de género (medida con el coefi-

ciente de discriminación) persiste e incluso es mayor (o similar) que en las empresas dirigidas por hombres.

#### 4.2. Regresiones cuantílicas

Los resultados obtenidos hasta ahora muestran que directivos/as y no directivos/as presentan comportamientos diferentes en cuanto a la estimación de sus respectivas brechas salariales de género, por lo que sería adecuado llevar a cabo un estudio más detallado sobre el comportamiento de los salarios pero analizando diferentes partes de la distribución salarial. En este apartado se exponen los resultados obtenidos al realizar regresiones en cinco percentiles (p10, p25, p50, p75 y p90) para determinar si la brecha salarial por razón de género es estable a lo largo de la distribución o, por el contrario, existen diferencias significativas según el percentil que se considere. Los resultados de las estimaciones se presentan en la Tabla 6.

**Tabla 6**  
Brechas salariales de género. Regresiones cuantílicas

Variable sexo (hombre)	p10	p25	p50	p75	p90	Test F
<b>Puestos de dirección</b>						
Participación femenina en dirección <30%	-0,022 (0,048)	0,022 (0,040)	0,072** (0,036)	0,179*** (0,046)	0,195*** (0,055)	3,97*** (0,0033)
Participación femenina en dirección >=30%	0,111*** (0,029)	0,166*** (0,025)	0,165*** (0,027)	0,223*** (0,029)	0,257*** (0,040)	2,24* (0,0628)
<b>Otros puestos no directivos</b>						
Participación femenina en dirección <30%	0,138*** (0,015)	0,137*** (0,011)	0,125*** (0,011)	0,112*** (0,014)	0,151*** (0,021)	1,77 (0,1322)
Participación femenina en dirección >=30%	0,119*** (0,012)	0,123*** (0,010)	0,132*** (0,010)	0,150*** (0,012)	0,180*** (0,015)	3,84*** (0,0040)

Nota: \* indica significatividad al 10%, \*\* significatividad al 5% y \*\*\* significatividad al 1%.

Fuente: EES 2010. Elaboración propia.

Si consideramos exclusivamente el colectivo de directivos/as, se observa un claro patrón de crecimiento de la desigualdad salarial a lo largo de la distribución de salarios y es un patrón común en ambos tipos de empresas. No obstante, cabe señalar que en los dos percentiles más bajos, en las empresas con menor número de directivas, las correspondientes brechas salariales resultan no significativas, pero dado el escaso número de datos disponibles en esos percentiles, los valores obtenidos han de ser considerados poco relevantes a la hora de realizar inferencia sobre la brecha salarial en esa parte de la distribución.

Respecto a los contrastes de igualdad de coeficientes llevados a cabo en este colectivo, los resultados han mostrado que se pueden considerar diferentes a un nivel de significación del 1% para el caso de empresas dirigidas mayoritariamente por hombres, y para el otro tipo de empresas, se rechaza también la

igualdad de coeficientes pero, en este caso, a un nivel de significación del 10%. En todos los percentiles de la distribución de salarios de directivos y directivas, existe una mayor brecha salarial en aquellas empresas que superan el umbral del 30% de directivas. Este comportamiento se agudiza por debajo de la mediana, reduciéndose en los dos percentiles más altos.

En este caso, los patrones de desigualdad salarial muestran ciertas diferencias entre los dos tipos de empresas. En aquellas con menor presencia femenina en la dirección se da una paulatina reducción de la brecha salarial desde p10 hasta p75, y es solo en el último percentil (p90) donde se produce un incremento de dicha brecha. Por lo que respecta a las empresas con masa crítica de mujeres en la dirección, el comportamiento es de un continuo crecimiento de la brecha salarial a lo largo de toda la distribución. Como apoyo a estos resultados, los contrastes de igualdad de coeficientes realizados concluyen que en las empresas lideradas por hombres no se puede rechazar la igualdad de las brechas salariales a lo largo de la distribución. Por el contrario, sí se obtiene un claro rechazo (al 1% de significación) para el otro tipo de empresas.

## 5. CONCLUSIONES

La literatura relativa a las consecuencias de la incorporación de la mujer al mundo empresarial llevan a plantear la cuestión de la participación activa de las mujeres en la alta dirección de las empresas ya no en términos de equidad y justicia social, sino como un elemento más de competitividad empresarial.

El presente estudio se ha centrado en determinar la incidencia que tiene sobre la desigualdad salarial de género la presencia de mujeres en la dirección de las empresas, diferenciando empresas en función de la existencia de una masa crítica de directivas situada en el 30%. La hipótesis de partida propone que las empresas donde existe dicha masa crítica de mujeres directivas mostrarán una menor brecha y discriminación salarial entre los trabajadores y trabajadoras. El análisis se ha llevado a cabo dividiendo la muestra en dos grupos, directivos/as y resto de plantilla, siguiendo la literatura que parece indicar que los beneficios de la mayor presencia de mujeres en la toma de decisiones de una empresa puede que sólo se manifiesten en sus propias condiciones laborales y no en las del resto de trabajadoras.

Los resultados relativos al *grupo de puestos de dirección* han arrojado claramente tanto una *mayor brecha salarial como una mayor discriminación* (tanto en componente de brecha salarial como en coeficiente) *en las empresas con mayor porcentaje de mujeres en la dirección*. Esto resulta interesante ya que por una parte, en este grupo de empresas la participación femenina en dirección roza la paridad, pero sin embargo esto no hace reducir la brecha media existente, algo que sí parece observarse en casos como el de Noruega (Bertrand *et*

al., 2014), si bien este estudio se centra en miembros de Consejos de Administración, con mayor poder de negociación real.

En cuanto al grupo de *trabajadores y trabajadoras que no ocupan puestos directivos* las cifras obtenidas muestran también una *mayor brecha salarial en las empresas con mayor porcentaje de directivas* pero, por el contrario, *las medidas de discriminación son menores* que las halladas para el colectivo de dirección. En concreto, mientras que una mujer no directiva está remunerada en las empresas dirigidas en su mayoría por hombres con un salario entre un 14% y un 17% menor que la remuneración obtenida por el hombre de iguales dotaciones productivas, en las empresas con mayor presencia femenina en la dirección estas cifras se sitúan entre un 13% y un 15,6%.

Por lo que respecta al análisis del comportamiento de los salarios a lo largo de la distribución salarial, la primera conclusión a destacar es que la brecha salarial aumenta a medida que lo hacen los salarios, si bien se observan comportamientos dispares. Mientras que en el grupo de directivos/as la desigualdad salarial crece constantemente desde el primero hasta el último percentil considerado, en el colectivo de no directivos/as ese crecimiento paulatino se observa sólo en las empresas con mayor porcentaje de directivas. En el otro tipo de empresas la desigualdad se va reduciendo desde el primer percentil (p10) hasta el cuarto (p75) y es solo en el nivel salarial más alto (p90) donde la brecha salarial se incrementa de manera clara.

Así pues, los resultados obtenidos continúan mostrando una brecha salarial positiva, independientemente del grado de participación femenina en la dirección de la empresa. Más aún, las mujeres tienen mayores salarios en empresas lideradas por hombres, circunstancia que suele estar relacionada con una segregación sectorial, donde las empresas lideradas por mujeres desarrollan actividades económicas caracterizadas por menores salarios, generalmente en el sector terciario. En relación con esto, resulta interesante destacar que las mujeres muestran, por lo general, un nivel educativo ligeramente superior a los hombres, pero ocupan puestos con menor cualificación (en términos del grupo de cotización) y menor grado de responsabilidad, sobre todo en el caso de empresas con bajo porcentaje femenino en la dirección, donde sólo el 18% de las mujeres tienen equipos a su cargo, frente al 37% en el caso de los hombres.

Esto lleva a plantear, por una parte, la necesidad de medidas de política socioeconómicas encaminadas a disminuir la segregación sectorial de la actividad laboral de las mujeres, circunstancia ligada, entre otros factores, a las opciones educativas de hombres y mujeres. Por otra parte, tal y como la literatura empírica apunta, el incremento de mujeres en puestos directivos, e incluso la existencia de cuotas, parece aún no mostrar el grado de impacto esperado sobre las condiciones laborales de las mujeres. Sí se observan mejoras para ciertos grupos (Miller y Matsa, 2011, para EEUU o Kunze y Miller, 2014, para Noruega) pero

apuntan a la necesidad del paso del tiempo para que dichas mejoras sean significativas y generalizadas.

Los resultados obtenidos para España ponen de manifiesto que todavía queda mucho trabajo por hacer e investigar sobre esta cuestión, para comprender mejor por qué y cómo una mayor presencia de la mujer en puestos de toma de decisiones puede contribuir a reducir la brecha y discriminación salarial de las mujeres. Un aspecto que el presente estudio no ha recogido es el determinar qué porcentaje de las brechas salariales estimadas a lo largo de la distribución de salarios es debida a la existencia de diferencias en los pagos a trabajadores y trabajadoras de iguales capacidades productivas. Es nuestra intención que dicha cuestión sea analizada en posteriores estudios para completar los resultados aquí presentados. Por último, qué duda cabe que existen factores desde el lado de la oferta que condicionan las diferencias salariales existentes, muchos de los cuales son de difícil inclusión en análisis cuantitativos al no ser directamente cuantificables, como pueden ser las preferencias o decisiones individuales relativas a la conciliación de vida personal y laboral.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

---

- AIGNER, D.J. y CAIN, G. (1977). "Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets". *Industrial and Labor Relations Review*, 30 (2), pp. 175-187.
- ALÁEZ, R. y ULLIBARRI, M. (1999). "Discriminación salarial por sexo en la Comunidad Autónoma Vasca: un análisis del sector privado y sus diferencias con España". *Ekonomiaz, Revista Vasca de Economía*, 45, pp. 284-303.
- ALONSO, A. y MARTÍNEZ, G. (2009). *La gestión de la diversidad en las empresas españolas*. Madrid: Fundación EOI.
- BECKER, G. (1957). *The Economics of Discrimination*, Chicago: University of Chicago Press.
- BELL, L. (2005). "Women-led firms and the gender gap in top executive jobs". IZA Discussion paper, N° 1689.
- BERTRAND, M.; BLACK, S.E.; JENSEN, S. y LLERAS-MUNEY, A. (2014). "Breaking the Glass Ceiling? The Effect of Board Quotas on Female Labor Market Outcomes in Norway". NBER Working Paper N°. 20256.
- BERTRAND, M. y HALLOCK, K. (2001). "The gender gap in top corporate jobs". *Industrial and Labor Relations Review*, 55, pp. 3-21.
- BERNASEK, A. y SHWIFF, S. (2001). "Gender, Risk and Retirement". *Journal of Economic Issues*, 35, pp. 345-356.
- BLINDER, A. (1973). "Wage discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *Journal of Human Resources*, 8, pp. 436-455.
- BUCHINSKY, M. (1998). "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research". *Journal of Human Resources*, 33, pp. 88-126.



- CARDOSO, A.R. y WINTER-EBMER, R. (2010). "Female-Led Firms and Gender Wage Policies". *Industrial and Labor Relations Review*, 64(1), pp. 143-163.
- CARTER, D.; SIMKINS, B. y SIMPSON, W.G. (2003). "Corporate Governance, Board Diversity, and Firm Value". *Financial Review*, 38 (1), pp. 33-53.
- COHEN, P. y HUFFMAN, M. (2007). "Working for the Woman? Female Managers and the Gender Wage Gap". *American Sociological Review*, 72(5), pp. 681-704.
- CONDE-RUIZ, J.I. y HOYA, C. (2015). "Gender (in)Equality Act" and large Spanish Corporations". *Fedea Policy Papers*, Nº. 2015/03.
- DE CABO, G.; RODRÍGUEZ, M. y SEGALES, M. (2014). *Medición de la brecha y la discriminación salarial en la Comunidad de Madrid: Informe de Resultados y Anexos*. Madrid: Dirección General de la Mujer. Consejería de Asuntos Sociales. Comunidad de Madrid.
- DE LA RICA, S.; DOLADO, J.J. y VEGAS, R. (2011). "Remuneración por rendimiento y diferencia salarial de género en España" en *Talento, Esfuerzo y Movilidad Social*. Madrid: FEDEA Monografías.
- DESSVAUX, G.; DEVILLARD-HOELLINGER, S. y BAUMGARTEN, P. (2007). *Women Matter. Gender Diversity, a Corporate Performance Driver*. Chicago: McKinsey and Company, Inc.
- ESCOT, L.; FERNÁNDEZ, J.A.; HERRÁEZ, A.; INFESTAS, M. y MARTÍNEZ, T. (2006). "Discriminación salarial de género en el mercado laboral español: un análisis comparativo por Comunidades Autónomas". *Revista Universitaria de Ciencias del Trabajo*, 7/2006, pp. 321-368.
- EUROPEAN COMMISSION (2010). *Strategy for equality between women and men 2010-2015*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- EUROPEAN COMMISSION (2013). *Women and men in leadership positions in the European Union, 2013. A review of the situation and recent progress*. Brussels: Directorate-General for Justice, European Union.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. y LEMIEUX, T. (2009). "Unconditional Quantile Regressions". *Econometrica*, 77(3), pp. 953-973.
- GARCÍA, J.I. y MORALES, M.D. (2009). "Discriminación salarial en el mercado de trabajo español con especial referencia al caso de Andalucía". *Revista de Economía Laboral*, 6, pp. 1-34.
- GARDEAZÁBAL, J. y UGIDOS, A. (2005). "Gender wage discrimination at quantiles". *Journal of Population Economics*, 18 (1), pp. 165-179.
- GROSHEN, E. L. (1991). "The structure of the female/male wage differential: is it who you are, what you do, or where you work?". *Journal of Human Resources*, 26, pp. 457-473.
- GUNER, N.; KAYA, E. y SÁNCHEZ, V. (2014). "Gender gaps in Spain: policies and outcomes over the last three decades". *SERIEs - Journal of the Spanish Economic Association*, 5 (1), pp. 61-103.
- HAMBRICK, D. y MASON, P. (1984). "Upper echelon: The organization as a reflection of its top managers". *Academy of Management Review*, 9, pp. 193-206.
- HECKMAN, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, 47, pp. 153-161.
- INSTITUTO DE LA MUJER (2007). *Mujeres en la presidencia y en los Consejos de Administración de las empresas del IBEX-35*, Madrid: Instituto de la Mujer, Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad.

- KOCHAN, T.; BEZRUKOVA, K.; ELY, R.; JACKSON, S.; JOSHI, A.; JEHN, K.; LEONARD, J.J.; LEVINE, D. y THOMAS, D. (2003). "The effects of diversity on business performance: Report of the diversity research network. *Human Resources Management*, 42 (1), pp. 3-21.
- KOENKER, R. (2005). *Quantile Regression*. New York: Cambridge University Press.
- KOENKER, R. y BASSET, G.JR. (1978). "Regression Quantiles". *Econometrica*, 46, pp. 33-50.
- KUNZE, A. y MILLER, A. (2014). "Women helping women? Evidence from Private Sector Data on Workplace Hierarchies". *IZA Discussion Paper No. 8725*.
- LEMIEUX, T.; BENTLEY, W. M. y PARENT, D. (2009). "Performance Pay and Wage inequality". *The Quarterly Journal of Economics*, 124 (1), pp.1-49.
- MATEOS, R.; GIMENO, R. y ESCOT, L. (2011). "Disentangling Discrimination on Spanish Boards of Director". *Corporate Governance: An International Review*, 19(1): pp. 77-95.
- MELLY, B. (2005). "Decomposition of differences in distribution using quantile regression". *Labour Economics*, 12 (4), pp. 577-590.
- MARTÍNEZ, M. I.; GUILLÓ, N.; SANTERO, R. y CASTRO, R. B. (2011). *Trayectorias laborales de las mujeres que ocupan puestos de alta cualificación*, Madrid: Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad.
- MCPHERSON, M.; SMITH-LOVIN, L. y COOK, J. (2001). "Birds of a Feather, Homophily in Social Networks". *Annual Review of Sociology*, 27, pp. 415-444.
- MILLER, A. y MATSA, D.A. (2011). "Chipping Away at the Glass Ceiling: Gender Spillovers in Corporate Leadership". *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 101(3), pp. 635-639.
- MINISTERIO DE SANIDAD, SERVICIOS SOCIALES E IGUALDAD (2012). *Determinantes de la Brecha Salarial de Género en España. Un análisis de la retribución en función de las características personales, empresariales y de la competitividad de la empresa*. Madrid: Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, colección EME.
- MORENO, G.; RODRÍGUEZ, J.M. y VERA, J. (1996). *La participación laboral femenina y la discriminación salarial en España*. Madrid: Consejo Económico y Social.
- MURILLO, I. y SIMÓN, H. (2014). "La gran recesión y el diferencial salarial por género en España". *Hacienda Pública Española*, 208 (1), pp. 39-76.
- NEUMARK, D. (1988). "Employer's Discriminatory Behaviour and the Estimation of Wage Discrimination". *The Journal of Human Resources*, 23, pp. 279-295.
- OLIVER, J. (2005). "Diferencias salariales entre mujeres y hombres en la Unión Europea: una aproximación para algunas características individuales y del puesto de trabajo". Barcelona: Manpower.
- OAXACA, R. (1973). "Male-female wage differentials in urban labour markets". *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- PETRONGOLO, B. (2004). "Gender Segregation in Employment Contracts". *Journal of the European Economic Association*, 2(2-3), pp. 331-345.
- PHELPS, E. (1972). "The Statistical Theory of Racism and Sexism". *American Economic Review*, 62, pp. 659-661.

- TORCHIA, M. T.; CALABRÒ, A. y HUSE, M. (2011). "Women directors on corporate boards: from tokenism to critical mass". *Journal of Business Ethics*, 102, pp. 299-317.
- TORNS, T. y RECIO, C. (2012). "Las desigualdades de género en el mercado de trabajo: entre la continuidad y la transformación". *Revista de Economía Crítica*, 14, pp. 178-202.
- TSUI, A. y O'REILLY, C. (1989). "Beyond simple demographic effects, The importance of relational demography in superior-subordinate dyads". *Academy of Management Journal*, 32, pp. 402-423.
- TSUI, A.; EGAN, T. y O'REILLY, C. (1992). "Being different, Relational demography and organizational attachment". *Administrative Science Quarterly*, 37, pp. 549-579.



# Crisis y brecha de riesgo de pobreza por género\*

OLGA CANTÓ<sup>a</sup>, INMACULADA CEBRIÁN<sup>a</sup>, GLORIA MORENO<sup>a</sup>

<sup>a</sup> *Universidad de Alcalá, Fctad. CC.EE. y Turismo, Plaza de la Victoria 2, 28802 Alcalá de Henares (Madrid), España. E-mail: olga.canto@uah.es, inmaculada.cebrian@uah.es, gloria.moreno@uah.es*

## RESUMEN

Las consecuencias económicas y sociales de una recesión no son homogéneas para toda la población. En este trabajo estudiamos la evolución de la diferencia (brecha) en el riesgo de pobreza y exclusión del empleo de hombres y mujeres durante los años de profunda crisis económica en España. Nuestro objetivo principal es analizar si la brecha de pobreza y su evolución es distinta para mujeres y hombres de diferentes grupos de edad. Para ello, analizamos la posición de las mujeres en la distribución de la renta y descomponemos los indicadores del riesgo de vivir en hogares pobres, en familias sin ingresos (pobres extremos) y en hogares con todos los activos desempleados por género y grupo de edad a partir de los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida Europea (EUSILC) y de la Encuesta de Población Activa (EPA).

*Palabras clave:* Pobreza, género, edad, España.

## The Gender Poverty Gap During the Great Recession in Spain

### ABSTRACT

The economic and social consequences of a recession are not homogeneous for all the population. This paper analyzes the evolution of the gender poverty gap and the differences in labour market deprivation by gender during a deep economic recession in Spain. Our main aim is to provide a measure of the extent to which this gap and its trend depends on age. For that purpose, we study the position of females in the income distribution and we decompose three poverty and deprivation indicators by gender and age: the poverty risk, the risk of extreme poverty and the risk of living in a household where all active individuals are unemployed using information from the European Union Survey of Living Conditions (EUSILC) and the Spanish Labour Force Survey (LFS).

*Keywords:* Poverty, Gender, Age, Spain.

Clasificación JEL: D31, D63, J16

---

\* Las tres autoras agradecen la financiación recibida por la Comunidad de Madrid para sus actividades de investigación (Proyecto HUM2015/HUM-3416). Olga Cantó desea agradecer también la financiación recibida del Ministerio de Economía y Competitividad (Proyecto ECO2013-46516-C4-2-R) y de la Red Temática de Excelencia (ECO2015-71981-REDT).

Artículo recibido en noviembre de 2015 y aceptado en diciembre de 2015

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. e-34107

## 1. INTRODUCCIÓN

La literatura sobre pobreza y exclusión social sugiere una clara relación positiva entre el riesgo de pobreza y el género en muchos países desarrollados. En los países ricos, la menor renta disponible de los hogares con mayor proporción de mujeres está íntimamente ligada a la brecha de género en el mercado laboral, que supone también menores derechos a recibir prestaciones y pensiones de jubilación y, por tanto, incide negativamente sobre la capacidad económica de las mujeres durante todo su ciclo vital (Cebrián y Moreno, 2015a; Bettio *et al.*, 2013).

En el caso del mercado de trabajo español, las diferencias entre hombres y mujeres se han manifestado tradicionalmente en una persistente brecha en tasas de empleo y desempleo, en un mayor peso del trabajo a tiempo parcial (a menudo no deseado) y de los contratos de carácter temporal en el empleo femenino, en discriminación salarial de las mujeres y en una importante segregación de éstas en ocupaciones de menor remuneración (Cebrián y Moreno, 2008; Gradín *et al.*, 2010; Bárcena-Martín y Moro-Egido, 2013; Del Río y Alonso-Villar, 2014; Cebrián y Moreno, 2015b). En este contexto, por un lado, parece razonable pensar que los hogares con una mayor proporción de mujeres (habitualmente identificados con los unipersonales de avanzada edad y familias monoparentales) que ya eran más vulnerables previamente a la recesión, podrían haber sufrido un mayor aumento en su riesgo de pobreza en este último periodo.

De todos modos, las consecuencias de una profunda crisis económica sobre un determinado colectivo no van a depender exclusivamente de su riesgo de pobreza previo. Como argumentan Cantó *et al.* (2015), el efecto que la recesión tenga sobre determinados grupos demográficos estará muy condicionado por el modo en que la crisis haya impactado sobre sus oportunidades laborales, sus salarios y prestaciones y, algo más marginalmente, por su evolución demográfica en la población. Además, también es importante tener en cuenta que, a causa de las pérdidas de empleo y de las reducciones salariales provocadas por una recesión, las familias adoptarán estrategias para reducir su riesgo de pobreza pudiendo reagruparse -en menos hogares, pero de mayor tamaño- o cambiando las decisiones de participación laboral en el seno del hogar -buscando empleo o ampliando el número de horas de trabajo- lo cual puede implicar también que se produzcan cambios en las características de los hogares con más o menos renta disponible (Addabbo *et al.*, 2013 o Gálvez-Muñoz *et al.*, 2013).

La evolución del riesgo de pobreza de un colectivo social o demográfico es el resultado de agregar los riesgos de pobreza de individuos de diferente edad y estructura familiar que lo conforman. Esto, que parece obvio, resulta clave para poder interpretar, por ejemplo, las tendencias observadas en la brecha de género tanto en el riesgo de sufrir pobreza o exclusión del empleo durante la recesión.

En un trabajo reciente, Cantó *et al.* (2015) analizan la evolución del riesgo de las mujeres españolas de vivir en hogares pobres (donde los ingresos del hogar no alcanzan el 60 por ciento de la mediana de renta equivalente del país), en familias sin ingresos (que denominamos pobreza extrema) y en aquellos hogares más excluidos del empleo (donde todos los activos están desempleados). Estas autoras subrayan que las tendencias de las brechas de género en todas estas dimensiones no resultan ser homogéneas por grupos de edad. Así, por ejemplo, la reducción de la brecha de género en riesgo de pobreza parece estar significativamente condicionada por una mejora relativa de la situación económica de las mujeres mayores de 65 años que perciben rentas más bien ajenas al ciclo económico, mientras que la distancia entre el riesgo de pobreza de las mujeres más jóvenes y la de los hombres similares a ellas, no se habría reducido.

Para ahondar en la explicación de las tendencias de la brecha de género en pobreza y exclusión del empleo durante la crisis, en este trabajo analizamos los cambios en la posición de las mujeres en la distribución de la renta española y descomponemos el riesgo de pobreza, pobreza extrema y exclusión del empleo por edades. Esta estrategia nos permite analizar el nivel de pobreza interno de cada grupo de edad por género, su contribución al nivel global de pobreza (grado de pobreza explicado por esta característica) y el riesgo de pobreza asociado a cada uno en proporción al total. Así, podemos responder a interesantes preguntas como: ¿cuál es el riesgo de pobreza de las mujeres y de los hombres que están en diferentes momentos de su ciclo vital?, ¿cuál es y cómo ha evolucionado la brecha de riesgo de pobreza por género según la edad?, ¿cuánto contribuyen las personas más mayores a la pobreza global de cada colectivo?, ¿y cuánto lo hacen las personas más jóvenes? Todo ello estará relacionado tanto con el nivel de pobreza de cada subpoblación como también con su peso demográfico en cada momento.

A lo largo de todo nuestro estudio utilizamos como fuentes de información principales la Encuesta de Condiciones de Vida Europea (EUSILC) y los datos trimestrales de Encuesta de Población Activa (EPA). La primera de estas fuentes nos permite medir el riesgo de pobreza de carácter monetario en diferentes momentos del tiempo utilizando un umbral de la pobreza basado en el ingreso familiar y asumiendo que los ingresos de toda procedencia se reparten de modo equitativo entre los miembros del hogar. La segunda fuente nos permite ampliar el análisis a un grupo aún más desfavorecido de la población que se encuentra en riesgo de pobreza extrema y que identificamos con aquellos que viven en familias a las que no llega ningún ingreso regular (procedente de salarios, prestaciones o pensiones). Además, esta segunda fuente también nos permite estudiar el riesgo de exclusión del empleo que identificamos como aquellos individuos que viven en hogares donde todos los activos están desempleados. Ambas fuentes de datos son elaboradas por el INE (Instituto Nacional de Estadística) y resultan ampliamente comparables. De todos modos debemos tener en cuenta

que la EUSILC registra los ingresos familiares anuales para el periodo justo anterior al de su realización, por lo que algunas de las tendencias en el riesgo de pobreza monetaria pueden observarse con un cierto retraso respecto de la EPA.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el primer apartado presentamos los principales resultados de la literatura sobre la relación entre género y pobreza durante las crisis económicas en países desarrollados. En la segunda sección presentamos las tendencias en la brecha de género en riesgo de pobreza, pobreza extrema y exclusión del empleo analizando con detalle la posición de las mujeres en la distribución de la renta en los últimos años. En la tercera sección descomponemos estos riesgos globales por grupos de edad para valorar en qué medida esta variable explica la evolución de las diferencias por género en el riesgo de pobreza, pobreza extrema y exclusión del empleo. La última sección del trabajo resume los principales resultados del estudio.

## 2. LA RELACIÓN ENTRE GÉNERO Y POBREZA DURANTE LAS RECESIONES

La literatura económica y sociológica ha dedicado importantes esfuerzos a estudiar la relación entre género y pobreza, especialmente desde mediados de los años noventa del pasado siglo con el impulso de la Fourth World Conference on Women (FWCW) en 1995 (Chant, 2010). En general, en esta literatura, y a pesar de que la pobreza tiene un carácter multidimensional, las brechas de género se identifican con un enfoque material y se centran en analizar las diferencias de renta, de consumo o de riqueza entre hombres y mujeres, por lo que muchos de estos estudios de corte económico focalizan el análisis en las brechas por género en el mercado de trabajo (empleo, desempleo, salarios, temporalidad, etc.) o en el sistema de prestaciones de la Seguridad Social.

En esta línea precisamente, numerosos estudios recientes están analizando y reinterpretando las consecuencias de pasadas recesiones sobre la situación laboral de las mujeres, tratando de aproximar la dimensión y el sentido del impacto de la Gran Recesión que se inició en 2008 sobre el bienestar material femenino en todo el mundo (Antonopoulos, 2009).<sup>1</sup>

Hace ya algunos años, los trabajos de Rubery *et al.* (1999) y Goodman *et al.* (1993) analizaron qué había sucedido en varias recesiones en Europa y Estados

---

<sup>1</sup> Ciertamente, como subraya Chant (2010), las brechas entre hombres y mujeres van más allá de la renta o el consumo y a menudo tienen que ver con el acceso bienes preferentes, con la posibilidad de toma de decisiones, con derechos legales, con participación política, etc. Sin ánimo de limitar el concepto, en este trabajo nos centraremos en estudiar la brecha de género de carácter económico (falta de renta y exclusión del empleo) en la sociedad española. Por supuesto, creemos que es muy importante no olvidar que un análisis comprensivo debería adoptar un enfoque multidimensional de las desventajas que sufren las mujeres en una sociedad desarrollada como la española.



Unidos en términos de las diferencias de género y concluyeron que durante las fases bajas del ciclo económico se produce un menor número de pérdidas de empleo femenino ya que el ciclo negativo se ceba con los sectores productivos más masculinizados. En general, parece que la segregación de las mujeres en determinados sectores productivos, que tantas consecuencias nocivas tiene para la calidad del empleo femenino y que contribuye significativamente a su precarización, podría tener un efecto positivo durante estos periodos. Además, para el caso español en esta recesión, Addabbo *et al.* (2013) y Gálvez-Muñoz *et al.* (2013) constatan un calor aumento en la dimensión del efecto del trabajador añadido, que concuerda con Llorente *et al.* (2015) que señalan el aumento del número de transiciones desde la inactividad a la actividad de las mujeres. Estos mismos autores subrayan que esto se produce junto con una moderada reducción de los niveles de segregación por género ligada principalmente a los cambios en la estructura del empleo. Gálvez y Rodríguez (2011) aportaron alguna evidencia más reciente sobre la recesión y las diferencias de género a través un análisis histórico de las crisis económicas de los últimos cien años y concluyeron que, a pesar de lo que sucede en el flujo de salida del empleo, de las recesiones se sale con una intensificación del trabajo femenino, tanto remunerado como no remunerado, y que posteriormente las tasas de empleo masculino se recuperan siempre antes que las de empleo femenino, como parecen ya indicar los últimos datos que nos ofrece la EPA en el caso español. Además, estas autoras también observan que el empleo de las mujeres tras la crisis tiene características significativamente más precarias que antes de que ésta tuviera lugar.

La evidencia empírica sobre las consecuencias de la Gran Recesión en la relación entre género y pobreza en España es aún bastante limitada. En todo caso, la Comisión Europea en un informe reciente (Comisión Europea, 2013) y Valls y Belzunegui (2014) constatan una reducción generalizada de las brechas de empleo, desempleo, salarios y pobreza por género en la mayoría de los países europeos durante las primeras fases de la recesión. Esta reducción se produjo junto con un descenso generalizado del empleo y de los salarios tanto para hombres como para mujeres y está íntimamente relacionada con la segregación laboral femenina, registrándose una mayor pérdida de empleo masculina en aquellos países donde la segregación por género es mayor. En todo caso, para España, Murillo y Simón (2014) indican que la recesión ha supuesto un cambio en la tendencia hacia la reducción de la brecha salarial por género que se venía produciendo durante la expansión económica.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Estos autores indican también que la recesión habría impulsado una brecha salarial creciente a lo largo de la distribución de salarios, apuntando a la existencia de un techo de cristal. De todos modos, este efecto ya se constataba en el periodo anterior a la recesión como subrayan Del Río *et al.* (2011).

Algunos de los efectos sobre el empleo observados en crisis anteriores parece que también se han registrado en muchas economías europeas y en España durante estos últimos años.<sup>3</sup> Otros, aún son difíciles de comprobar y, a pesar de que es importante tener en cuenta las experiencias de recesiones pasadas, no debemos olvidar que estos resultados pueden no ser tan informativos como desearíamos sobre lo que debemos esperar de la Gran Recesión, porque la estructura de la oferta de trabajo femenino en crisis previas era claramente muy distinta de la actual (Comisión Europea, 2013)<sup>4</sup>.

Los estudios que analizan en qué medida la crisis económica está afectando de distinta manera a hombres y mujeres en nuestro país, como Permanyer y Treviño (2013), Davia (2014), Valls y Belzunegui (2014) o Llorente *et al.* (2015), concluyen que los efectos adversos de la crisis han afectado más severamente a los hombres a través de la destrucción de empleos típicamente masculinizados y que el desplome generalizado de la brecha de género en muchas variables como la actividad, la ocupación y el empleo se debe al empeoramiento de la situación de los hombres más que a una mejora de la de las mujeres. Efectivamente, los resultados parecen apuntar a que en España, a lo largo de la crisis, las mujeres siguen sufriendo mayores niveles de temporalidad y de trabajo a tiempo parcial que los hombres, fuente principal de precarización del empleo.

Finalmente, otra conclusión importante del informe de la Comisión Europea (2013) es que el comportamiento de las mujeres y los hombres en el mercado laboral resulta ser cada vez más similar, en línea con la idea de que en los hogares con mujeres ocupadas el peso de los ingresos femeninos en el presupuesto familiar es elevado, contradiciendo la hipótesis de que el salario femenino actúa de mero complemento del masculino. De hecho, el cambio de papel de las mujeres en la aportación de rentas al hogar en los países europeos se refleja en el aumento, de casi un 10 por ciento, de los hogares cuyo sustentador principal es una mujer (*female breadwinner*) junto con la pérdida de peso demográfico de los hogares con dos perceptores. Esto nos lleva a pensar que las políticas de consolidación fiscal que se han llevado a cabo desde 2013 podrían ser un riesgo para la mejora en la igualdad de género a medio plazo si éstas consisten en reducciones de los empleos o salarios públicos, en el número o la cuantía de las prestaciones familiares o por cuidados, o en el aumento del coste de los servicios públicos subvencionados, ya que estas medidas pueden tener un impacto

---

<sup>3</sup> Para el caso español en particular véase el trabajo de Dueñas *et al.* (2015).

<sup>4</sup> De hecho, Smith (2009) argumenta que durante la anterior recesión, la de los años noventa, las economías europeas tenían una menor proporción de empleo femenino, mayores brechas salariales entre hombres y mujeres y un porcentaje de hogares con dos miembros ocupados significativamente menor que en esta recesión. Claramente, es indiscutible que a principios de 2008 las mujeres estaban mucho más integradas en el mercado de trabajo remunerado que veinte años antes.

más negativo sobre la situación económica de las mujeres que sobre la de los hombres, lo que podría revertir la reducción de las distintas brechas de género.

### **3. LA BRECHA DE POBREZA ENTRE HOMBRES Y MUJERES EN ESPAÑA DURANTE LA GRAN RECESIÓN**

#### **3.1. La evolución de la pobreza, la pobreza extrema y la exclusión del empleo por género en España**

En los países desarrollados el reto social básico consiste en conseguir que toda la población comparta los beneficios de la elevada prosperidad media, a diferencia de los países más pobres, en los que alcanzar un nivel de vida mínimo resulta el objetivo primordial. En España, a pesar de que los cambios políticos y socioeconómicos ocurridos desde los años setenta favorecieron el aumento del bienestar en muchos aspectos, estas grandes mejoras no han reducido de forma radical la tasa de pobreza relativa o “riesgo de pobreza” lo que implica que todavía en el siglo XXI una parte importante de la población viva con niveles de bienestar significativamente más bajos de los que disfruta el individuo medio.

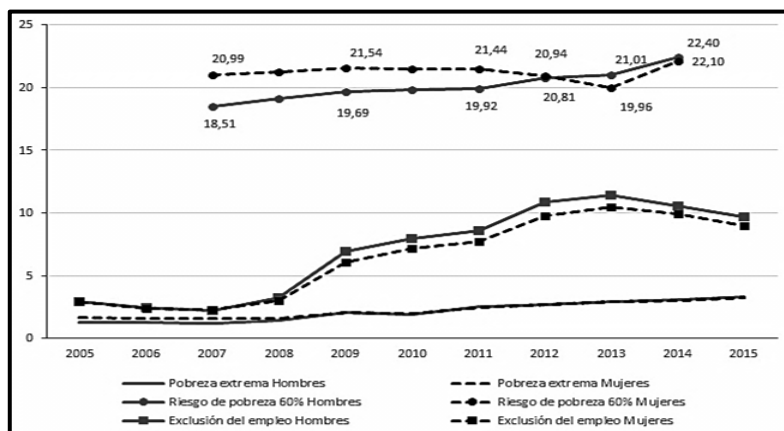
La evidencia empírica para varios países industrializados, y España no es una excepción, muestra que los determinantes del riesgo de pobreza guardan una estrecha relación con el mercado de trabajo, las políticas fiscales y la protección social a las familias. En concreto, la mayor parte de la población depende de rentas procedentes del mercado de trabajo, siendo el acceso de sus miembros al empleo y la estabilidad de éste factores claramente diferenciadores. La singularidad del mercado de trabajo español, con una tasa de temporalidad sustancialmente mayor que la de otros países y mucho empleo de bajos salarios, hace previsible una alta vulnerabilidad de la población (Izquierdo, 2015; López-Mourelo y Malo, 2015). Así, a pesar de la favorable evolución de indicadores como la tasa de desempleo durante los años noventa y la primera parte de este siglo, la tasa de pobreza se ha mantenido invariablemente por encima del 20 por ciento, por lo que, ni siquiera durante todo el periodo de fuerte crecimiento económico hasta la llegada de la crisis en 2008, el bienestar económico relativo de los más desfavorecidos mejoró (Martínez y Navarro, 2014).

Siguiendo un patrón similar al de otros países de nuestro entorno, la tasa de pobreza femenina en España no sólo es alta sino que durante los últimos veinte años se ha mantenido entre las más altas de Europa (Bárcena-Martín y Moro-Egido, 2013). De todos modos, como hemos concluido en el apartado anterior, el bienestar económico de las mujeres en España no se resume bien si no se utilizan varios umbrales de pobreza y se considera también el grado de exclusión del empleo de los hogares en los que estas mujeres viven.

Para analizar con mayor detalle las tendencias en el riesgo de pobreza por género hemos calculado dos indicadores que consideramos relevantes. Por un lado, el porcentaje mujeres y hombres que viven en hogares en los que no hay ningún ingreso regular, ni salarios, ni prestaciones por desempleo, ni pensiones u otras prestaciones<sup>5</sup> y que identificamos con un concepto más absoluto de pobreza extrema y, por otro lado, el porcentaje de mujeres y hombres que viven en hogares donde todos los miembros activos están desempleados y que consideramos excluidos del empleo. Las tendencias de estos indicadores junto con la brecha de riesgo de pobreza monetaria aparecen en la Figura 1.

**Figura 1**

Evolución del riesgo de pobreza extrema (individuos en hogares sin ingresos), el riesgo de pobreza monetaria (rentas por debajo del 60% de la mediana) y el riesgo de exclusión del empleo por género en España



En los resultados de riesgo de pobreza, el año al que se refieren las rentas es el inmediatamente anterior.

El dato de riesgo de pobreza monetaria para 2014 no proviene de EUSILC sino de las tablas de INEbase de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV, EUSILC en su versión española).

Fuente: Encuesta de Población Activa (EPA), segundos tri-mestres y European Union Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC, 2007-2014.

La principal tendencia desde el inicio de la recesión es que todos estos indi-

<sup>5</sup> Los hogares que clasificamos en el grupo de los que no reciben ingresos regulares en la Encuesta de Población Activa (EPA) podrían estar recibiendo una renta mínima de su comunidad autónoma o, en algún caso, la prestación del programa PREPARA (creado como PRODI en 2010) que supone alrededor de 420 euros mensuales para desempleados sin ningún otro recurso. Desgraciadamente, en la EPA no tenemos información suficiente para saber qué población de este grupo se habría beneficiado de la mejora en la cobertura de rentas mínimas de algunas Comunidades Autónomas y tampoco quiénes son perceptores de la última red de protección (PREPARA), por este motivo no podemos afinar algo más nuestro análisis sobre la situación económica de la población en pobreza extrema.

cadores de riesgo de pobreza y exclusión del empleo aumenten, especialmente aquellos con un componente más absoluto y, por tanto, menos condicionados por la caída generalizada de rentas durante la recesión.

Aunque las diferencias por género son pequeñas, podemos destacar algunas. La incidencia de la pobreza extrema es muy similar en hombres y en mujeres y aumenta significativamente desde el inicio de la crisis hasta la actualidad, doblando prácticamente su peso poblacional tanto en mujeres como en hombres (pasa del 1,3 al 3,3 por ciento de los hombres y del 1,7 al 3,3 por ciento de las mujeres). En cuanto al indicador de exclusión del empleo, se aprecia que tanto los hombres como las mujeres aumentan fuertemente su presencia en estos hogares hasta 2013 (pasando de un 3 a un 10 por ciento) con un ligero alivio desde entonces hasta 2015. Las diferencias en este caso favorecen a las mujeres que sufren durante toda la crisis alrededor de un punto porcentual menos de exclusión del empleo que los hombres.

El riesgo de pobreza monetaria, definido como tener un nivel de renta disponible equivalente del 60 por ciento de la mediana de la población, es también creciente. De todos modos, las diferencias de riesgo de pobreza entre hombres y mujeres se reducen en los últimos años hasta anularse en el periodo 2012-2014, por lo que en 2014 la brecha de riesgo de pobreza por género desaparece. Este efecto viene impulsado por dos cambios que ha propiciado la recesión: el primero es la reducción del umbral de pobreza ante la caída de la renta mediana equivalente y el segundo es la particular posición de muchas mujeres justo por encima, aunque a muy poca distancia, del umbral de pobreza. Así, si aumentamos ligeramente el umbral de pobreza al 70 o al 80 por ciento de la mediana de renta equivalente podemos comprobar fácilmente que la brecha de riesgo de pobreza por género aumenta de nuevo rápidamente, lo que nos indica su gran sensibilidad a esta definición metodológica.

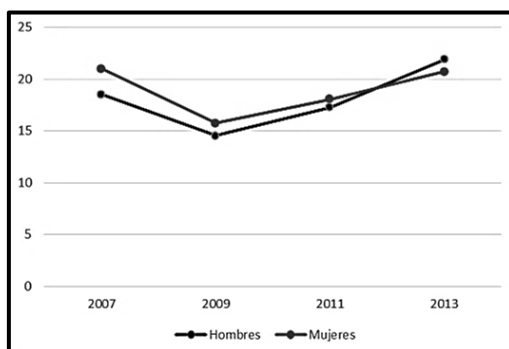
A partir de lo anterior y teniendo en cuenta que la posición del umbral de pobreza resulta tan relevante en la evolución de la brecha de riesgo de pobreza por género, parece importante analizar de alguna manera también un concepto más absoluto (algo más independiente de la evolución de las rentas de toda la distribución y que, en un contexto de recesión, reflejaría mejor la relevancia de las pérdidas de renta). Así, si fijamos el umbral de pobreza en 2007 y lo actualizamos únicamente por los cambios en el índice de precios y calculamos de nuevo el riesgo de pobreza para mujeres y hombres tenemos la brecha de la pobreza absoluta por género.<sup>6</sup> Los resultados de este ejercicio aparecen en la Figura 2 y nos indican que también cuando definimos la pobreza en términos de un umbral absoluto actualizado por un índice de precios la brecha de pobreza

---

<sup>6</sup> Esta metodología se suele denominar índice de pobreza anclada donde la definición del umbral se realiza en la primera observación y se valora la mejora absoluta en bienestar a lo largo del tiempo manteniendo fijo ese umbral de ingresos.

entre mujeres y hombres en el periodo 2007 y 2013 se reduce (aunque algo menos que con un umbral relativo) y pasa de 2,4 puntos en 2007 a -1,2 puntos porcentuales en 2013. Como podemos apreciar además, el riesgo de pobreza de los hombres en 2013 es mayor que en 2007 lo que apunta a que ha aumentado el porcentaje de hombres que no consiguen alcanzar un nivel de renta considerado mínimo 6 años antes. En el caso de las mujeres el porcentaje se ha mantenido, lo que supone una igualación a la baja.

**Figura 2**  
Evolución del riesgo de pobreza absoluta por género  
(umbral anclado en 2007 y actualizado por IPC) en España



*El año al que se refieren las rentas es el inmediatamente anterior*

*Fuente:* European Union Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC, 2007-2013.

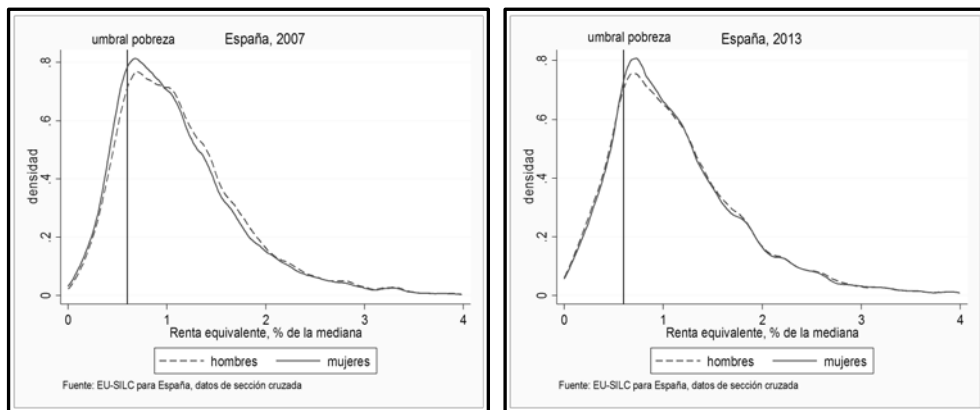
### 3.2. La situación de las mujeres en la distribución renta en los últimos ocho años

Antes de abordar la descomposición del riesgo de pobreza, pobreza extrema y exclusión por género y edad es importante valorar si en los últimos años se han producido cambios en la posición de las mujeres en la distribución de la renta española, ya que los cambios en el riesgo de pobreza monetaria han de estar ligados a las distintas posiciones en la distribución de rentas que ocupan hombres y mujeres en cada momento del tiempo. Por eso, resulta muy informativo construir las distribuciones de renta disponible equivalente por género y edad para alguno de los años antes del comienzo de la recesión (2007) y para la actualidad (2013)<sup>7</sup>. Para construir estas distribuciones empíricamente utilizamos una estimación no paramétrica de funciones de densidad a través del método

<sup>7</sup> El 2013 es el último año para el que tenemos microdatos de renta disponibles en la versión europea de la encuesta EUSILC. Las rentas declaradas en la encuesta corresponden a los ingresos de los hogares durante el año anterior a la entrevista por lo que se refieren al periodo 2006-2012.

*kernel* que nos permite dibujar la función de densidad de la renta equivalente por características: hombres y mujeres, y también diferenciarlas por grupos de edad.<sup>8</sup>

**Figura 3**  
Distribución de renta por género



Fuente: European Union Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC, 2007 y 2013.

En la Figura 3 representamos la distribución de ingreso familiar equivalente (ajustada por una escala OCDE modificada) de hombres y mujeres, antes y durante la crisis, expresada en proporción a la mediana correspondiente.<sup>9</sup> Como se puede apreciar en esta figura, la diferencia en la incidencia de la pobreza en hombres y mujeres se ha reducido entre 2007 y 2013 y esta reducción de la brecha de género está ligada, por un lado, a la mejora relativa de los ingresos de los individuos situados justo por debajo del umbral de la pobreza antes de la recesión. Por otro lado, la reducción de la brecha también está relacionada con la

<sup>8</sup> La estimación de la densidad se realiza utilizando el comando *kdensity* de STATA que utiliza la función de Epanechnikov y minimiza el error cuadrático medio integrado. En general, elegir una u otra función de estimación en el kernel no parece tan importante como el ancho de la ventana. En este caso optamos por el que STATA usa por defecto.

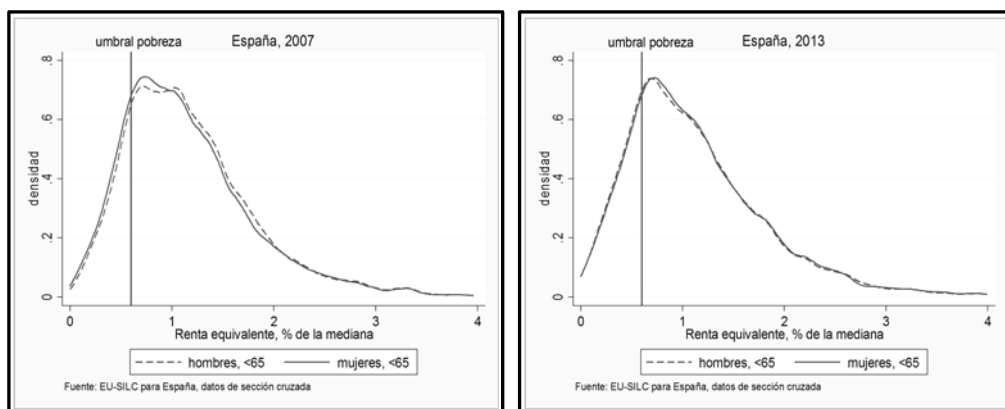
<sup>9</sup> Es importante tener en cuenta que estos cálculos de riesgo de pobreza utilizan los últimos datos de ingresos disponibles en la Encuesta de Condiciones de Vida de la Unión Europea (EUSILC) e incorporan, desde 2009 en adelante, los nuevos pesos poblacionales del Censo de 2011. Además, el INE ha modificado el sistema de obtención de rentas integrando los registros administrativos como información adicional para algunos grupos poblacionales. En ese sentido la comparación entre 2006 y 2013 plantea algunas dificultades añadidas ya que los pesos poblacionales de distintos tipos de hogar resultan ser diferentes y la media de ingresos ha aumentado de forma significativa con la incorporación de la información de registros, haciendo aflorar rentas antes no declaradas o reduciendo los errores en la declaración de muchos entrevistados. Hemos comprobado que las conclusiones fundamentales que obtenemos en este apartado se siguen apreciando cuando comparamos los datos de 2009 y los de 2013 y ambos utilizan los pesos del Censo de 2011 y la nueva metodología que utiliza la información de registros.

caída del valor en euros que experimenta el umbral de pobreza entre 2007 a 2013, resultado de la caída generalizada de los ingresos en este periodo. Todo ello se traduce en una mayor concentración de mujeres alrededor del 70 por ciento del ingreso mediano equivalente y una menor presencia de éstas por debajo del umbral de pobreza. Así, en 2013, sigue habiendo más mujeres que hombres con estos bajos niveles de renta, pero la diferencia entre ambos momentos es que ahora éstas se colocan ligeramente por encima del umbral de pobreza: entre el 60 por ciento de la mediana y la propia mediana.

Para tratar de identificar mejor qué mujeres están situadas en las peores posiciones de la distribución de ingresos, en las Figuras 3 y 4 representamos las funciones de densidad de ingresos por género para dos grupos de edad: los más jóvenes, menores de 65 años (Figura 3) y los más mayores, que superan los 65 años (Figura 4). En el primer grupo están incluidos individuos en cuyos hogares la mayor parte de las rentas tienen su origen en el mercado mientras que en el segundo grupo la fuente de ingresos más importante del hogar serán las pensiones de jubilación.

**Figura 4**

Distribución de renta por género y edad: menores de 65 años



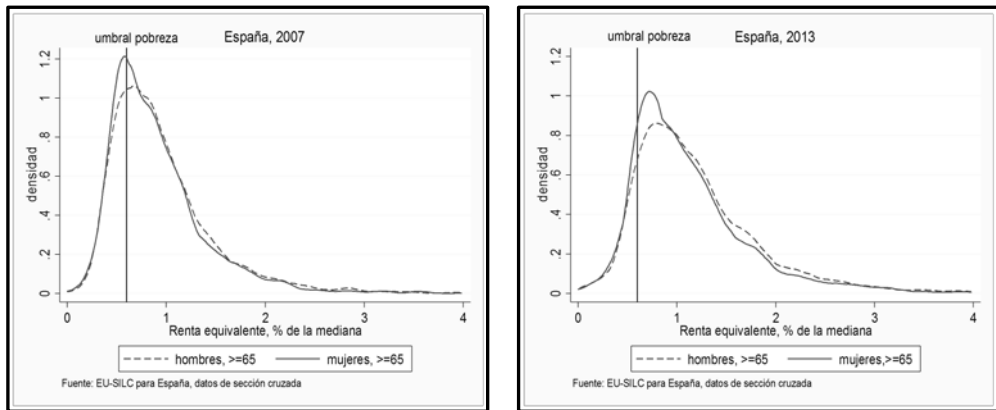
Fuente: European Union Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC, 2007 y 2013.

Analizando la Figura 4 podemos apreciar cómo, ya antes de la crisis, la brecha de riesgo de pobreza entre hombres y mujeres menores de 65 años era pequeña. Así, las diferencias de ingresos por género, aunque situaban a las mujeres más jóvenes en rentas significativamente más bajas que las de los hombres de este grupo de edad, en general, estas mujeres se concentraban en un intervalo de ingresos entre el umbral de pobreza y la mediana del ingreso equivalente. En contraste, en el grupo de edad de mayores de 65 años (Figura 5), apreciamos que antes de la crisis la brecha de género en el riesgo de pobreza era muy relevante. Entonces, las mujeres más mayores se colocaban entre el 40 y el 70 por



ciento de la mediana de aquel momento y muchas de ellas tenían ingresos que no superaban el umbral de pobreza. De hecho, la moda de la distribución femenina se colocaba justo en el umbral de pobreza.

**Figura 5**  
Distribución de renta por género y edad: mayores de 65 años



Fuente: European Union Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC, 2007 y 2013.

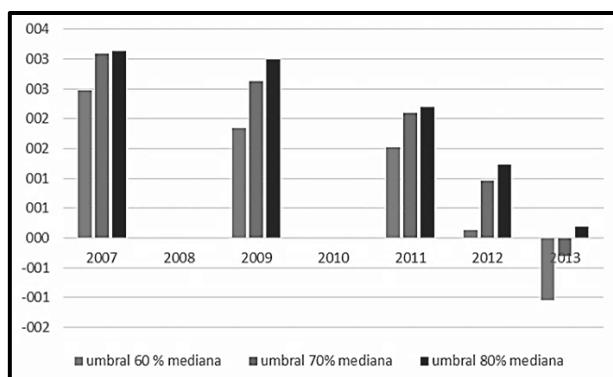
Si comparamos las diferencias en brecha de riesgo de pobreza entre 2007 y 2013 para ambos grupos de edad (Figura 4 y 5), concluimos que, en realidad, los cambios que produce la crisis sobre el riesgo de pobreza por género están muy ligados los cambios en la distribución de rentas de las mujeres mayores de 65 años. Estas mujeres, muchas de ellas receptoras de pensiones de viudedad, han visto cómo sus niveles de renta, menos condicionados por el ciclo económico, se sitúan ahora en una mejor posición relativa que en 2007, más cerca de la mediana (que además ha descendido en su valor en euros). Además, esta mejora está también relacionada con la paulatina incorporación de nuevas pensionistas con pensiones más altas que las anteriores. Así, este cambio en su posición relativa, junto a la caída del valor absoluto del umbral de pobreza, ha llevado a que un importante grupo de mujeres mayores de 65 años tenga unos ingresos situados alrededor del 70 y el 80 por ciento de la mediana y, por tanto, no aparezcan clasificadas como pobres en 2013 según el umbral estrictamente relativo.

En consecuencia, todo apunta a que los cambios en el bienestar económico de las mujeres en activo o en edad de trabajar en España por efecto de la crisis ha consistido más bien en una igualación (a la baja o *levelling down* como apuntan Bettio y Veraschagina, 2013) en el nivel de renta equivalente de mujeres y hombres mientras que la recesión ha tenido un efecto muy pequeño sobre las diferencias en la brecha de riesgo de pobreza de las mujeres más jóvenes.

Es importante señalar también que, aunque antes de la crisis la brecha de riesgo de pobreza monetaria por género venía marcada por la situación económica de las mujeres más mayores (probablemente inactivas y que recibían prestaciones por jubilación o viudedad), un importante grupo de mujeres jóvenes en edad de trabajar tenían menores niveles de bienestar económico que los hombres. Esta brecha, en aquel momento, era imperceptible a un umbral de pobreza del 60 por ciento de la mediana, porque esas mujeres tenían rentas que se situaban ligeramente por encima del umbral, aunque muy cerca (entre el 70-80 por ciento de la mediana y la propia mediana).

**Figura 6**

Diferencias en la evolución de la brecha de riesgo de pobreza monetaria por género según el umbral de renta que utilizemos, 2007-2013



*Nota: El año al que se refieren las rentas es el inmediatamente anterior.*

*Fuente: European Union Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC, 2007-2013.*

Como consecuencia de lo anterior, si medimos la dimensión de las brechas de riesgo de pobreza por género para diferentes umbrales de pobreza, cambiando la posición del umbral del 60 al 70 y al 80 por ciento de la mediana, comprobamos que a medida que el umbral aumenta hasta el 80 por ciento, la diferencia de riesgo de pobreza entre hombres y mujeres es también mayor. Esto nos confirma la importante concentración de mujeres en posiciones solo ligeramente por encima del umbral oficial de la Unión Europea en cualquier momento. De hecho, estas diferencias según el umbral se acentúan a medida que nos acercamos a 2013 y pasan de ser de 0,66 (3,14 con umbral alto frente a 2,48 con el umbral normal) a 1,24 puntos porcentuales (de 0,19 a -1,05).

#### 4. ¿QUÉ EXPLICA ESTAS TENDENCIAS DE LA BRECHA DE POBREZA POR GÉNERO EN ESPAÑA?: DESCOMPOSICIÓN DE INDICADORES POR GÉNERO Y EDAD

En la sección anterior, y principalmente a través de un análisis gráfico de las distribuciones de renta, hemos concluido que durante los últimos ocho años las mujeres españolas han reducido su brecha de pobreza fundamentalmente por la mejora en la posición relativa de aquellas de mayor edad. Este efecto viene guiado por la reducción del valor en euros del umbral de pobreza y por la concentración de las mujeres con menor nivel de bienestar económico que los hombres por encima, pero muy cerca, del umbral de la pobreza. Incluso, si utilizamos un umbral de pobreza absoluto, los resultados arrojan una reducción de la brecha de riesgo de pobreza a lo largo de la recesión, lo que sugiere de forma más consistente que las diferencias en bienestar entre hombres y mujeres se han reducido, principalmente por una igualación a la baja.

En todo caso, para explicar con mayor precisión estas tendencias es interesante utilizar también indicadores de pobreza descomponibles aditivamente, como los índices FGT. Como señalan Gradín y Del Río (2001), Foster, Green y Thorbecke (1984) propusieron una familia de medidas de pobreza (índices FGT) en la que cada uno de sus componentes se caracteriza por poseer una sensibilidad distinta al déficit de los individuos para alcanzar la línea de pobreza en función de cuán lejos esté de la misma y que son descomponibles aditivamente. Estos indicadores tienen la ventaja de que, por un lado, nos ofrecen una estimación numérica de la brecha de pobreza entre hombres y mujeres y, por otro, nos permiten potencialmente tener en cuenta otros factores relevantes en la medición de la pobreza como la intensidad o la desigualdad de rentas entre los pobres.<sup>10</sup> Adicionalmente, al descomponerlos podemos calcular en qué medida (en porcentaje) la edad contribuye a explicar las diferencias de brecha de pobreza por género y podemos atribuir a cada uno de los grupos de edad su responsabilidad en el nivel de pobreza global del colectivo.

La expresión general de los indicadores FGT es:

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[ \frac{(z - x_i)}{z} \right]^\alpha, \quad \alpha \geq 0,$$

Donde  $x_i$  es el nivel de ingreso equivalente del individuo  $i$ ,  $n$  es la población total,  $q$  es el número de individuos pobres,  $z$  es el umbral de la pobreza y  $\alpha$  puede interpretarse como un parámetro de aversión a la pobreza. Cuanto mayor

<sup>10</sup> Las tres dimensiones de la pobreza son la extensión o incidencia (H), la intensidad (I), y la desigualdad entre los pobres.

sea  $\alpha$  mayor será el peso que el índice otorga a los déficits de ingreso más grandes. Estos índices son descomponibles por subpoblaciones de manera que si consideramos la distribución de renta  $\mathbf{x} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ , y realizamos una partición exhaustiva de  $\mathbf{x}$  en  $k$  subgrupos, donde  $n^1 + n^2 + \dots + n^k = n$  nos indican los respectivos tamaños de las subpoblaciones  $\mathbf{x}^1, \mathbf{x}^2, \dots, \mathbf{x}^k$ . Entonces tendremos que un índice FGT,  $P(\mathbf{x})$ , es descomponible de este modo tan sencillo:

$$P(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^k \frac{n^i}{n} P(\mathbf{x}^i).$$

Si el valor del parámetro de aversión a la pobreza,  $\alpha$ , es cero el índice FGT se corresponde con el porcentaje de pobres o índice H (*Headcount index*). En este trabajo nos vamos a centrar en el análisis de este indicador sencillo de la incidencia de la pobreza ya que cuando utilicemos otro indicador no basado en renta sino, por ejemplo, en el hecho de convivir en hogares sin ingresos o en hogares con todos los activos en paro, únicamente podremos considerar la incidencia del fenómeno<sup>11</sup>.

**Tabla 1**  
Riesgo de pobreza monetaria por género (FGT(0)), 2007-2013

		2007	2009	2011	2013
Hombres	<16	23,13	28,54	25,73	27,58
	16-29	15,76	18,52	21,22	26,94
	30-44	16,03	17,38	18,79	20,02
	45-64	16,17	16,63	18,21	20,02
	65 y +	25,35	21,22	17,49	12,44
	<b>Total</b>	<b>18,51</b>	<b>19,69</b>	<b>19,92</b>	<b>21,01</b>
Mujeres	<16	23,26	28,91	27,94	24,76
	16-29	20,02	20,94	25,42	25,25
	30-44	17,14	19,6	20,27	20,66
	45-64	17,42	16,41	16,94	19,26
	65 y +	29,62	25,85	21,12	13,08
	<b>Total</b>	<b>20,99</b>	<b>21,54</b>	<b>21,44</b>	<b>19,96</b>
Diferencias	<16	0,13	0,37	2,21	-2,82
	16-29	4,26	2,42	4,20	-1,69
	30-44	1,11	2,22	1,48	0,64
	45-64	1,25	-0,22	-1,27	-0,76
	65 y +	4,27	4,63	3,63	0,64
	<b>Total</b>	<b>2,48</b>	<b>1,85</b>	<b>1,52</b>	<b>-1,05</b>

El año al que se refieren las rentas es el inmediatamente anterior.

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta de condiciones de vida europea, "European Union Survey on Income and Living Conditions", EU-SILC, 2007-2013.

Para explicar las tendencias del riesgo de pobreza por género desde media-

<sup>11</sup> Por supuesto, en el caso de los indicadores que utilizan la variable renta este mismo ejercicio se podría realizar considerando también la intensidad de la pobreza y la desigualdad entre los pobres.

dos de la década pasada realizamos una descomposición de los indicadores de incidencia de la pobreza (riesgo de pobreza monetaria), incidencia de la pobreza extrema (individuos en hogares sin ingresos) y la incidencia de la exclusión del empleo. Los resultados aparecen en las Tablas 1 a 6.

En primer lugar, desde la Tabla 1 a la 3 presentamos la incidencia de los tres fenómenos por género y edad. En el caso del riesgo de pobreza monetaria observamos un claro incremento de su incidencia tanto en los hombres como en las mujeres menores de 65 años. Además, la brecha de riesgo de pobreza no se reduce para las mujeres entre 16 y 44 años mientras que sí lo hace significativamente para las mujeres mayores de 45 años y, especialmente para las mayores de 65. En el caso del riesgo de pobreza extrema (Tabla 2) los resultados son mucho menos robustos y las diferencias por género son casi inapreciables, las personas que viven en familias sin ingresos cualquiera que sea el género de su sustentador principal han incrementado su presencia de forma importante en la población española pasando de un 1,5 y 1,7 por ciento en 2007 a un 3,3 y 3,2 por ciento en 2013.

**Tabla 2**  
Riesgo de pobreza extrema por género (FGT(0)), 2005-2015

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hombres	<16	1,52	1,62	1,69	1,61	2,51	2,00	3,11	3,05	3,41	3,73	3,97
	16-29	1,12	1,31	1,22	1,77	2,47	2,60	2,97	3,41	3,93	3,81	4,87
	30-44	1,24	1,39	1,12	1,69	2,62	2,00	2,88	3,49	3,47	3,51	3,54
	45-64	1,60	1,36	1,43	1,54	1,98	2,04	2,64	2,74	3,01	3,32	3,46
	65 y +	0,83	0,55	0,51	0,42	0,37	0,49	0,37	0,33	0,41	0,53	0,51
	<b>Total</b>	<b>1,29</b>	<b>1,29</b>	<b>1,22</b>	<b>1,48</b>	<b>2,10</b>	<b>1,90</b>	<b>2,51</b>	<b>2,74</b>	<b>2,94</b>	<b>3,07</b>	<b>3,30</b>
Mujeres	<16	1,78	1,71	1,47	1,84	2,41	2,35	2,98	3,35	3,47	3,45	3,79
	16-29	1,68	1,44	1,19	1,71	2,18	2,10	2,98	3,75	4,16	3,59	4,28
	30-44	1,34	1,35	1,38	1,53	2,03	2,04	2,64	3,08	3,23	3,52	3,65
	45-64	1,84	1,80	1,78	1,82	2,20	2,28	2,34	2,55	2,87	3,24	3,44
	65 y +	2,02	1,69	2,10	1,22	1,45	1,19	1,47	1,12	1,16	1,41	1,52
	<b>Total</b>	<b>1,71</b>	<b>1,59</b>	<b>1,59</b>	<b>1,62</b>	<b>2,05</b>	<b>2,00</b>	<b>2,45</b>	<b>2,71</b>	<b>2,91</b>	<b>3,03</b>	<b>3,28</b>
Diferencias	<16	0,26	0,10	-0,22	0,23	-0,11	0,34	-0,13	0,30	0,06	-0,28	-0,19
	16-29	0,56	0,13	-0,03	-0,06	-0,30	-0,50	0,01	0,34	0,23	-0,22	-0,58
	30-44	0,09	-0,04	0,26	-0,16	-0,59	0,04	-0,24	-0,41	-0,23	0,01	0,11
	45-64	0,24	0,44	0,35	0,28	0,22	0,24	-0,30	-0,19	-0,15	-0,09	-0,02
	65 y +	1,19	1,15	1,59	0,80	1,07	0,70	1,10	0,78	0,75	0,88	1,02
	<b>Total</b>	<b>0,42</b>	<b>0,31</b>	<b>0,36</b>	<b>0,14</b>	<b>-0,05</b>	<b>0,10</b>	<b>-0,06</b>	<b>-0,02</b>	<b>-0,03</b>	<b>-0,05</b>	<b>-0,02</b>

Se entiende por pobres extremos aquellos individuos que viven en hogares sin ningún ingreso regular.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa, EPA, segundos trimestres, 2005-2015.

En el caso del riesgo de exclusión del empleo (Tabla 3) vemos de nuevo que las diferencias por género son pequeñas y, durante la primera fase de la recesión, se registraron brechas en contra de los hombres que aumentaron mucho su presencia en los hogares con activos donde todos están desempleados. El colec-

tivo ha pasado del 2,9 por ciento de hombres y mujeres a un 9,7 por ciento de hombres y un 9 por ciento de mujeres.

**Tabla 3**  
Riesgo de exclusión del empleo por género (FGT(0)), 2005-2015

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hombres	<16	2,45	2,52	2,39	3,17	8,07	8,30	9,36	11,07	11,53	10,73	9,59
	16-29	2,58	2,24	2,11	3,55	7,17	9,37	9,99	12,86	13,91	11,79	11,88
	30-44	3,23	2,69	2,42	3,66	7,73	8,84	9,51	11,95	11,85	11,18	10,08
	45-64	3,13	2,46	2,29	3,13	6,73	8,03	8,19	11,16	12,01	11,86	10,63
	65 y +	2,94	2,07	1,57	2,37	3,98	4,34	5,10	6,08	6,91	6,18	5,74
	<b>Total</b>	<b>2,90</b>	<b>2,43</b>	<b>2,21</b>	<b>3,25</b>	<b>6,91</b>	<b>7,99</b>	<b>8,58</b>	<b>10,87</b>	<b>11,40</b>	<b>10,59</b>	<b>9,72</b>
Mujeres	<16	3,09	2,48	2,63	3,66	7,46	8,92	9,25	11,52	11,62	10,77	9,92
	16-29	3,20	2,54	2,57	3,09	6,95	7,88	9,21	11,66	12,91	11,79	10,08
	30-44	2,85	2,28	2,25	3,02	6,22	7,60	8,09	10,25	10,59	10,03	9,06
	45-64	2,98	2,54	2,32	3,35	6,26	7,28	7,68	10,04	11,16	10,87	10,11
	65 y +	2,47	2,17	1,72	2,17	3,75	4,46	4,82	5,90	6,50	6,45	5,95
	<b>Total</b>	<b>2,91</b>	<b>2,40</b>	<b>2,28</b>	<b>3,06</b>	<b>6,09</b>	<b>7,19</b>	<b>7,72</b>	<b>9,78</b>	<b>10,45</b>	<b>9,91</b>	<b>9,00</b>
Diferencias	<16	0,63	-0,04	0,23	0,49	-0,60	0,62	-0,11	0,44	0,09	0,04	0,33
	16-29	0,62	0,30	0,47	-0,46	-0,21	-1,50	-0,78	-1,20	-0,99	0,00	-1,79
	30-44	-0,38	-0,41	-0,18	-0,64	-1,51	-1,23	-1,42	-1,70	-1,26	-1,16	-1,02
	45-64	-0,15	0,08	0,03	0,22	-0,47	-0,74	-0,51	-1,12	-0,84	-0,99	-0,52
	65 y +	-0,46	0,10	0,15	-0,20	-0,23	0,12	-0,28	-0,17	-0,42	0,27	0,21
	<b>Total</b>	<b>0,01</b>	<b>-0,03</b>	<b>0,08</b>	<b>-0,20</b>	<b>-0,82</b>	<b>-0,81</b>	<b>-0,86</b>	<b>-1,09</b>	<b>-0,95</b>	<b>-0,68</b>	<b>-0,72</b>

Se entiende por excluido del empleo el porcentaje de individuos de ese grupo de edad género que viven en un hogar donde todos los activos están en paro.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa, EPA, segundos trimestres, 2005-2015.

Finalmente, en las Tablas 4 a 6 presentamos la descomposición completa de los indicadores de riesgo de pobreza, riesgo de pobreza extrema y exclusión del empleo por género. Como podemos ver enseguida, tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres, y a diferencia de lo que sucedía en 2007, el riesgo de pobreza relativo por grupos de edad nos indica que actualmente a menor edad, mayor riesgo relativo de pobreza. Además, las mujeres entre 16 y 44 años tienen un mayor riesgo relativo de pobreza en 2013 del que tienen los hombres de su misma edad. Así, la pobreza explicada por género y edad indica que, teniendo en cuenta los cambios en peso demográfico de los grupos, con un incremento de la población más envejecida, el riesgo de pobreza global en España viene explicado en gran medida por la situación de mujeres y hombres entre 30 y 64 años, mientras que los menores de 30 y, sobre todo, los mayores de 65 años tienen un menor peso en el riesgo de pobreza global. Si comparamos la situación de 2007 con la de 2013 se aprecia un claro aumento en la capacidad explicativa de la pobreza de los más jóvenes en contraste con la fuerte reducción de la capacidad explicativa de los mayores de 65 que, en el caso de las mujeres, resultaba ser el grupo que más contribuía al riesgo de pobreza..

**Tabla 4**

Riesgo de pobreza relativo por género y edad (FGT(0)), tamaño subpoblaciones por edad y riesgo de pobreza explicado por la edad, 2007-2013

Riesgo de pobreza relativo		2007	2009	2011	2013
Hombres	<16	125,0	144,9	129,2	131,3
	16-29	67,8	64,1	75,9	108,8
	30-44	80,1	83,0	73,9	79,3
	45-64	94,3	84,8	89,8	96,9
	65 y +	145,5	129,3	103,2	64,6
Mujeres	<16	110,8	134,2	130,3	124,0
	16-29	95,4	97,2	118,6	126,5
	30-44	81,7	91,0	94,5	103,5
	45-64	83,0	76,2	79,0	96,5
	65 y +	141,1	120,0	98,5	65,5
Tamaño subpoblación		2007	2009	2011	2013
Hombres	<16	15,32	15,52	15,89	16,11
	16-29	18,42	16,78	15,69	14,64
	30-44	26,49	27,24	26,38	25,56
	45-64	24,68	25,36	26,46	27,37
	65 y +	15,09	15,09	15,59	16,31
	Total	100	100	100	100
Mujeres	<16	14,39	14,39	14,57	14,75
	16-29	16,2	15,53	14,72	13,72
	30-44	24,99	25,23	24,64	24,29
	45-64	24,93	25,51	26,28	26,64
	65 y +	19,5	19,34	19,78	20,61
Total	100	100	100	100	
Pobreza explicada		2007	2009	2011	2013
Hombres	<16	19,14	22,50	20,52	21,15
	16-29	15,68	15,78	16,71	18,77
	30-44	22,94	24,04	24,88	24,36
	45-64	21,56	21,42	24,19	26,08
	65 y +	20,67	16,26	13,69	9,66
	Total	100	100	100	100
Mujeres	<16	15,95	19,31	18,99	18,30
	16-29	15,45	15,10	17,45	17,36
	30-44	20,41	22,96	23,30	25,14
	45-64	20,69	19,43	20,76	25,71
	65 y +	27,52	23,21	19,48	13,51
	Total	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa, EPA, segundos trimestres, 2005-2015.

Los patrones que observamos en el indicador de riesgo de pobreza extrema en la Tabla 5 son similares aunque, en el caso de las mujeres, la diferencia por edad entre las menores y las mayores de 65 años es más acusada que en el caso de los hombres. De nuevo en este caso, lo que más contribuye a explicar el riesgo de pobreza extrema global femenina en 2013 es la situación de las mujeres de entre 30 y 64 años mientras que en 2007 las que más contribuían eran las que estaban por encima de los 45 años. En el caso de los hombres parece que la contribución a explicar esta pobreza ha sido mucho más estable y los mayores de 65 nunca han tenido una contribución realmente importante.

Tabla 5

Riesgo de pobreza extrema por género y edad (FGT(0)), tamaño subpoblaciones por edad y pobreza extrema explicada por la edad, 2005-2015

Riesgo de pobreza extrema relativo		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hombres	<16	118,05	125,77	138,23	109,16	119,58	105,68	124,03	111,48	116,04	121,36	120,37
	16-29	86,76	102,11	99,95	119,51	117,63	137,12	118,54	124,52	133,70	123,85	147,39
	30-44	96,43	108,09	91,69	114,27	124,70	105,33	114,96	127,65	117,76	114,30	107,18
	45-64	124,28	105,74	117,02	104,12	94,22	107,33	105,47	100,00	102,44	108,06	104,73
	65 y +	64,49	42,42	41,70	28,27	17,70	25,94	14,80	12,14	14,07	17,36	15,33
Mujeres	<16	103,94	107,59	92,80	113,49	117,49	117,46	121,52	123,65	119,42	114,04	115,59
	16-29	98,08	90,67	74,95	105,27	106,26	105,09	121,78	138,11	143,15	118,66	130,74
	30-44	78,04	84,56	86,88	94,33	99,22	102,11	107,80	113,57	111,13	116,43	111,45
	45-64	107,56	113,27	112,07	112,18	107,49	113,80	95,56	94,02	98,52	106,94	105,02
	65 y +	117,85	106,38	132,30	75,07	70,64	59,67	60,04	41,12	40,03	46,61	46,48
Tamaño subpoblación		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hombres	<16	16,20	16,25	16,29	16,38	16,52	16,65	16,78	16,91	16,99	17,01	17,03
	16-29	20,67	19,98	19,42	18,82	18,08	17,30	16,59	15,97	15,45	15,03	14,79
	30-44	25,75	26,04	26,37	26,62	26,67	26,58	26,41	26,10	25,62	25,07	24,57
	45-64	23,42	23,70	24,01	24,28	24,66	25,13	25,61	26,14	26,67	27,16	27,61
	65 y +	13,96	14,03	13,92	13,90	14,07	14,35	14,62	14,88	15,28	15,72	16,00
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Mujeres	<16	14,95	15,01	15,07	15,18	15,28	15,36	15,44	15,51	15,53	15,51	15,51
	16-29	19,05	18,49	18,03	17,54	16,94	16,29	15,68	15,16	14,66	14,24	13,98
	30-44	24,08	24,27	24,50	24,66	24,71	24,66	24,56	24,36	24,04	23,63	23,25
	45-64	23,52	23,79	24,12	24,40	24,71	25,11	25,50	25,95	26,39	26,80	27,20
	65 y +	18,41	18,44	18,28	18,23	18,36	18,58	18,82	19,02	19,39	19,81	20,07
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Pobreza extrema explicada		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hombres	<16	19,13	20,44	22,51	17,88	19,76	17,59	20,81	18,85	19,71	20,65	20,50
	16-29	17,93	20,40	19,41	22,50	21,26	23,72	19,66	19,89	20,65	18,62	21,80
	30-44	24,83	28,15	24,18	30,41	33,26	27,99	30,36	33,32	30,17	28,65	26,33
	45-64	29,11	25,06	28,10	25,28	23,23	26,98	27,01	26,14	27,31	29,35	28,92
	65 y +	9,00	5,95	5,80	3,93	2,49	3,72	2,16	1,81	2,15	2,73	2,45
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Mujeres	<16	15,54	16,14	13,99	17,23	17,95	18,04	18,77	19,18	18,54	17,69	17,93
	16-29	18,68	16,77	13,51	18,46	18,00	17,12	19,10	20,94	20,98	16,90	18,28
	30-44	18,79	20,53	21,29	23,26	24,52	25,18	26,47	27,66	26,72	27,52	25,91
	45-64	25,29	26,94	27,03	27,37	26,56	28,57	24,36	24,40	26,00	28,66	28,56
	65 y +	21,70	19,62	24,19	13,68	12,97	11,09	11,30	7,82	7,76	9,23	9,33
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa, EPA, segundos trimestres, 2005-2015.

Finalmente, en el caso del riesgo de exclusión del empleo, de nuevo los jóvenes son los que tienen un mayor riesgo relativo en la actualidad. Es interesante señalar que los grupos de edad que más contribuyen al indicador global de exclusión del empleo son tanto hombres como mujeres de entre 45 y 64 años, relativamente lejos de otros grupos de edad. En el caso de los hombres ha mejorado la posición de los que están entre 30 y 44 años pero eso no ha sucedido entre las mujeres, que se han mantenido con una contribución bastante estable



durante todo el periodo. En contraste, las mujeres de entre 16 y 29 años han reducido claramente su contribución al riesgo global de exclusión del empleo femenino, fenómeno que no se observa en el caso de los hombres.

**Tabla 6**

Riesgo de exclusión del empleo por género y edad (FGT(0)), tamaño subpoblaciones por edad y exclusión del empleo explicada por la edad, 2005-2015

Riesgo exclusión del empleo relativo		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
<b>Hombres</b>	<16	84,47	103,64	108,52	97,41	116,78	103,91	109,10	101,91	101,13	101,32	98,68
	16-29	88,69	91,98	95,55	109,25	103,70	117,26	116,40	118,35	121,97	111,30	122,19
	30-44	111,20	110,85	109,90	112,59	111,87	110,56	110,78	109,98	103,95	105,55	103,69
	45-64	107,71	101,14	103,72	96,31	97,43	100,44	95,46	102,67	105,31	111,91	109,39
	65 y +	101,17	85,15	71,07	72,85	57,57	54,33	59,45	55,93	60,65	58,34	59,02
<b>Mujeres</b>	<16	105,86	103,24	115,03	119,72	122,53	124,15	119,80	117,79	111,22	108,71	110,27
	16-29	109,74	105,79	112,68	101,03	114,11	109,59	119,21	119,25	123,61	119,00	112,07
	30-44	97,94	95,19	98,40	98,98	102,17	105,80	104,67	104,82	101,33	101,17	100,66
	45-64	102,34	105,80	101,58	109,74	102,78	101,35	99,43	102,63	106,85	109,66	112,39
	65 y +	84,86	90,40	75,16	70,93	61,57	62,10	62,42	60,38	62,18	65,05	66,11
<b>Tamaño subpoblación</b>		<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>
<b>Hombres</b>	<16	16,20	16,25	16,29	16,38	16,52	16,65	16,78	16,91	16,99	17,01	17,03
	16-29	20,67	19,98	19,42	18,82	18,08	17,30	16,59	15,97	15,45	15,03	14,79
	30-44	25,75	26,04	26,37	26,62	26,67	26,58	26,41	26,10	25,62	25,07	24,57
	45-64	23,42	23,70	24,01	24,28	24,66	25,13	25,61	26,14	26,67	27,16	27,61
	65 y +	13,96	14,03	13,92	13,90	14,07	14,35	14,62	14,88	15,28	15,72	16,00
	<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
<b>Mujeres</b>	<16	14,95	15,01	15,07	15,18	15,28	15,36	15,44	15,51	15,53	15,51	15,51
	16-29	19,05	18,49	18,03	17,54	16,94	16,29	15,68	15,16	14,66	14,24	13,98
	30-44	24,08	24,27	24,50	24,66	24,71	24,66	24,56	24,36	24,04	23,63	23,25
	45-64	23,52	23,79	24,12	24,40	24,71	25,11	25,50	25,95	26,39	26,80	27,20
	65 y +	18,41	18,44	18,28	18,23	18,36	18,58	18,82	19,02	19,39	19,81	20,07
	<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
<b>Riesgo de exclusión del empleo explicado</b>		<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>
<b>Hombres</b>	<16	13,69	16,84	17,67	15,95	19,29	17,30	18,31	17,23	17,18	17,24	16,81
	16-29	18,33	18,38	18,55	20,56	18,75	20,28	19,31	18,90	18,84	16,73	18,07
	30-44	28,63	28,86	28,98	29,97	29,83	29,38	29,25	28,71	26,63	26,46	25,47
	45-64	25,23	23,97	24,90	23,39	24,02	25,25	24,44	26,84	28,08	30,40	30,20
	65 y +	14,12	11,95	9,89	10,13	8,10	7,80	8,69	8,32	9,27	9,17	9,44
	<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
<b>Mujeres</b>	<16	15,83	15,49	17,34	18,17	18,72	19,07	18,50	18,27	17,27	16,86	17,10
	16-29	20,90	19,56	20,32	17,72	19,33	17,85	18,69	18,08	18,12	16,95	15,67
	30-44	23,58	23,11	24,11	24,41	25,25	26,09	25,70	25,53	24,36	23,91	23,40
	45-64	24,07	25,17	24,50	26,77	25,40	25,45	25,35	26,63	28,20	29,39	30,56
	65 y +	15,62	16,67	13,74	12,93	11,30	11,54	11,75	11,49	12,06	12,89	13,27
	<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Se entiende por excluido del empleo el porcentaje de individuos de ese grupo de edad género que viven en un hogar donde todos los activos están en paro.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa, EPA, segundos trimestres, 2005-2015.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado el impacto de la recesión sobre las tendencias en la brecha de riesgo de pobreza por género tratando de explicar su evolución para diferentes grupos de edad. Para ello, hemos analizado la posición de las mujeres en la distribución de la renta y hemos descompuesto los indicadores del riesgo de vivir en hogares pobres, en familias sin ingresos (pobres extremos) y en hogares con todos los activos desempleados por género y grupo de edad a partir de los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida Europea (EUSILC) y de la Encuesta de Población Activa (EPA).

Los resultados indican que la diferencia en la incidencia de la pobreza en hombres y mujeres se ha reducido entre 2007 y 2013 y esta reducción de la brecha de género está ligada, por un lado, a la mejora relativa de los ingresos de los individuos situados justo por debajo del umbral de la pobreza antes de la recesión y, por otro lado, a la caída del valor en euros que experimenta el umbral de pobreza entre 2007 a 2013 resultado de la caída generalizada de los ingresos en este periodo. En realidad, los cambios que produce la crisis sobre el riesgo de pobreza por género están muy ligados los cambios en la distribución de rentas de las mujeres mayores de 65 años. Estas mujeres, muchas de ellas receptoras de pensiones de viudedad, han visto cómo sus niveles de renta, menos condicionados por el ciclo económico, se sitúan en una mejor posición relativa hoy que en 2007 y las coloca alrededor del 70 y el 80 por ciento de la mediana. En contraste, los cambios en el bienestar económico de las mujeres en activo o en edad de trabajar en España por efecto de la crisis ha consistido más bien en una igualación (a la baja) en el nivel de renta equivalente de mujeres y hombres mientras que la recesión ha tenido un efecto muy pequeño sobre las diferencias en la brecha de riesgo de pobreza de las mujeres más jóvenes.

En la descomposición de la incidencia del riesgo de pobreza por género y edad vemos además que las mujeres entre 16 y 44 años tienen un mayor riesgo relativo de pobreza en 2013 del que tienen los hombres de su misma edad. Adicionalmente, teniendo en cuenta los cambios en peso demográfico de los grupos, con un incremento de la población más envejecida, el riesgo de pobreza (y también extrema) en España viene explicado en gran medida por la situación de mujeres y hombres entre 30 y 64 años, mientras que los menores de 30 y, sobre todo, los mayores de 65 años tienen un menor peso en el riesgo de pobreza global. Si comparamos la situación de 2007 con la de 2013 se aprecia un claro aumento en la capacidad explicativa de la pobreza de los más jóvenes en contraste con la fuerte reducción de la capacidad explicativa de los mayores de 65 que, en el caso de las mujeres, resultaba ser el grupo que más contribuía al riesgo de pobreza femenino.

Finalmente, en el caso del riesgo de exclusión el empleo es interesante señalar que los grupos de edad que más contribuyen al indicador global de exclu-

sión del empleo son tanto hombres como mujeres de entre 45 y 64 años, relativamente lejos de otros grupos de edad. En el caso de los hombres la posición ha mejorado para los que están entre 30 y 44 años, pero eso no ha sucedido entre las mujeres, que se han mantenido con una contribución bastante estable durante todo el periodo. En contraste, las mujeres de entre 16 y 29 años han reducido claramente su contribución al riesgo global de exclusión del empleo femenino, fenómeno que no se observa en el caso de los hombres.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

---

- ADDABBO, T., RODRÍGUEZ-MODROÑO, P. y GÁLVEZ-MUÑOZ, L. (2013). "Gender and the Great Recession: Changes in labour supply in Spain". *DEMB Working Paper Series* Nº 10, University of Modena - Dipartimento di Economia Marco Biagi.
- ANTONOPOULOS, R. (2009). "The current economic and financial crises: a gender perspective". *The Levy Economics Institute of Bard College*. Working Paper No. 562.
- BÁRCENA-MARTÍN, E. y MORO-EGIDO, A.I. (2013). "Gender and Poverty Risk in Europe". *Feminist Economics*, 19(2): 69-99.
- BETTIO, F., TINIOS, P. y BETTI, G. (2013). "The gender gap in pensions". European Commission.
- BETTIO, F. y VERASCHCHAGINA, A. (2013). "Women and Men in the Great European Recession". En Maria Karamessini y Jill Rubery (eds.): *Women and Austerity. The Economic Crisis and the Future for Gender Equality*, Londres y Nueva York: Routledge.
- CANTÓ, O., CEBRIÁN, I. y MORENO, G. (2015). "Género y pobreza". En Castaño, C. (ed.): *Mujeres en la Gran Recesión*, Madrid: Ed. Cátedra.
- CEBRIÁN, I. y MORENO, G. (2008). "La situación de las mujeres en el mercado de trabajo español: desajustes y retos, en Economía industrial". Nº 367, 2008 (Ejemplar dedicado a: Retos y oportunidades para el sistema productivo español), págs. 121-137.
- CEBRIÁN, I. y MORENO, G. (2015a). "Tiempo cotizado, ingresos salariales y sus consecuencias para las pensiones: diferencias por género al final de la vida laboral". *Cuadernos de Relaciones Laborales*, vol 33, 2.
- CEBRIÁN, I. y MORENO, G. (2015b). "The Effects of Gender Differences in Career Interruptions on the Gender Wage Gap in Spain". *Feminist Economics*. 2015, vol 21, núm 4.
- CHANT, S. (2010). "Gendered poverty across space and time: introduction and overview". En Chant, S. (ed.): *The International Handbook of Gender and Poverty: Concepts, Research and Policy*, Chentelham, UK: Edward Elgar.
- COMISIÓN EUROPEA (2013). "The impact of the economic crisis on the situation of women and men and on gender equality policies". Luxembourg: Office for the Official Publications of the European Communities.
- DALY, M. (1990). "Europe's Poor Women? Gender in Research on Poverty". *European Sociological Review*, Vol. 8, Issue 1.

- DAVIA, M.A. (2013). "Mercado de Trabajo y desigualdad". En *1er Informe sobre la desigualdad en España 2013*, Fundación Alternativas.
- DEL RÍO, C. y ALONSO-VILLAR, O. (2014). "Mujeres ante el empleo (y el desempleo) en el Mercado laboral español, 1996-2013". *AREAS, Revista Internacional de Ciencias Sociales*, nº 33, Desigualdades de género en España: continuidades y cambios.
- DEL RÍO, C., GRADÍN, C. y CANTÓ, O. (2011). "The measurement of gender wage discrimination: The distributional approach revisited". *Journal of Economic Inequality*, Volume 9, Issue 1 (2011), Page 57-86.
- DUEÑAS, D., IGLESIAS, C. y LLORENTE, R. (2015). "Los efectos de la Gran Recesión sobre las diferencias salariales y la discriminación por género". En Castaño, C. (ed.): *Mujeres en la Gran Recesión*. Madrid: Ed. Cátedra.
- GÁLVEZ-MUÑOZ, L. y RODRÍGUEZ-MODROÑO, P. (2011). "La desigualdad de género en las crisis económicas". *Investigaciones Feministas*, Vol. 2, 113-132.
- GÁLVEZ-MUÑOZ, L., RODRÍGUEZ-MODROÑO, P. y ADDABBO, T. (2013). "The impact of European Union austerity policy on women's work in Southern Europe". 2013, *DEMB Working Paper Series Nº 10*, University of Modena - Dipartimento di Economia Marco Biagi.
- GOODMAN, W., ANTCZAK, S. y FREEMAN, L. (1993). "Women and jobs in recessions: 1969-92 - gender differences and job losses less common in recent downturn". *Monthly Labor Review*, July.
- GRADÍN, C. y DEL RÍO, C. (2001). *Desigualdad, pobreza y polarización en la distribución de la renta en Galicia*. Fundación Pedro Barrié de la Maza.
- GRADÍN, C. y DEL RÍO, C. (2013). "El desempleo de inmigrantes, mujeres y jóvenes". *1er Informe sobre la desigualdad en España 2013*, Fundación Alternativas.
- GRADÍN, C., DEL RÍO, C. y CANTÓ, O. (2010). "Gender wage discrimination and poverty in the EU". *Feminist Economics*, vol. 16(2), pp. 73-109.
- IZQUIERDO, M. (2015). "La evolución reciente del empleo: retos y perspectivas de futuro". *Ekonomiaz: Revista vasca de economía*, Nº. 87, 2015 (Ejemplar dedicado a: Crisis salarial, paro y desigualdades. ¿Cuál es el futuro del empleo?), págs. 130-153.
- LLORENTE, R., IGLESIAS, C. y DUEÑAS, D. (2015). "Mujer, Mercado de trabajo y crisis económica". En Castaño, C. (ed.): *Mujeres en la Gran Recesión*. Madrid: Ed. Cátedra.
- LÓPEZ-MOURELO, E. y MALO M.A. (2015). "El mercado de trabajo en España: el contexto europeo, los dos viejos desafíos y un nuevo problema". *Ekonomiaz: Revista vasca de economía*, Nº. 87, 2015 (Ejemplar dedicado a: Crisis salarial, paro y desigualdades. ¿Cuál es el futuro del empleo?), págs. 32-59.
- MARTÍNEZ, R. y NAVARRO, C. (2014). "Pobreza y privación: tendencias y determinantes". En "Distribución de la Renta, Condiciones de Vida y Políticas Redistributivas", VII Informe sobre exclusión y desarrollo social en España 2014, V. Renes (coord.), Fundación FOESSA-Cáritas, Madrid.
- MURILLO, I. y SIMÓN, H. (2014). "La Gran Recesión y el diferencial salarial por género en España". *Hacienda Pública Española*, 208-(1/2014), pp. 39-76.
- PERMANYER, I. y TREVIÑO (2013). "El impacto de la crisis sobre los niveles de renta y el mercado de trabajo según género y tipología familiar". *Papeles de Economía Española*, n. 135, pp. 119-135.
- RUBERY, J., SMITH, M. y FAGAN, C. (1999). *Women's employment in Europe: Trends and Prospects*. London: Routledge.

- SMITH, M. (2009). "Analysis Note: Gender Equality and the Recession". *European Commission, Brussels*.
- VALLS, F. y BELZUNEGUI, A. (2014). "La pobreza en España desde una perspectiva de género" En "Distribución de la Renta, Condiciones de Vida y Políticas Redistributivas". *VII Informe sobre exclusión y desarrollo social en España 2014*, V. Renes (coord.): Fundación FOESSA-Cáritas, Madrid.



# Equidad de género en el sistema pensionario en México

MARISSA R. MARTÍNEZ-PREECE <sup>a</sup>, MARIEM HENAINE-ABED <sup>a</sup>, CARLOS ZUBIETA-BADILLO <sup>a</sup>

<sup>a</sup> *Universidad Autónoma Metropolitana, Av. San Pablo No. 180, Col. Reynosa Tamaulipas, 02200 Delegación Azcapotzalco, México. E-mail: mrrmp@correo.azc.uam.mx, ham@correo.azc.uam.mx, czb@correo.azc.uam.mx*

## RESUMEN

Se analizan distintos aspectos de la situación de la mujer en el contexto de los sistemas de pensiones. Se examina la equidad de género a nivel internacional y conceptos, estereotipos y paradigmas de género que conducen al riesgo de pobreza en la vejez. Para el caso específico de México, se estudian aspectos claves de la situación demográfica, laboral, familiar y socio-económica de la mujer ante el reto de acumular, durante su vida activa, los recursos suficientes que le permitan tener acceso a un retiro digno. Se concluye que, en México, la situación de la población mayor de 65 años es precaria, y dentro de este contexto, la población femenina está expuesta a un riesgo de pobreza en la vejez aún mayor.

*Palabras clave:* Brecha de género en pensiones, equidad de género, sistemas de pensión, riesgo de pobreza en la vejez.

## Gender Equality in Mexico's Pension System

### ABSTRACT

An analysis is made of the situation of women facing retirement. Gender equality is the backdrop against which gender concepts, stereotypes and paradigms are studied to assess its impact on poverty risk in old age. Demographic, labor, family and social-economic indicators are used in order to estimate Mexicans women's possibility to accumulate, during their working life, enough economic resources to be able to achieve a secure retirement. A conclusion from the study is that the economic situation of Mexican's 65 years or older is precarious, furthermore, the female population faces an old age poverty risk even higher than their male counterparts.

*Keywords:* Gender Gap in Pensions, Gender Equality, Pension Systems, Poverty Risk in old Age.

Clasificación JEL: I38, J7, J32

---

Artículo recibido en noviembre de 2015 y aceptado en diciembre de 2015

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. e-34105

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

## 1. INTRODUCCIÓN

El rápido crecimiento de la población mayor de 65 años, debido a una conjunción de factores demográficos, como el descenso de la tasa de fecundidad y la disminución de la tasa de mortandad gracias a avances en la medicina y de la tecnología, impuso severas presiones sobre los sistemas pensionarios tradicionales. En el caso de México, al principio de la década de los noventa se estudiaron las futuras consecuencias de esta situación y se llegó a la conclusión que el sistema de reparto, también conocido como de beneficios definidos, sería inviable en el futuro cercano. Por tanto, en 1997, se optó por reemplazarlo con un sistema de contribuciones definidas administrado por el sector privado a través de un sistema de cuentas individuales.

Este nuevo sistema de cuentas individuales, enfrenta, además del reto de lograr que el sistema de pensiones del país sea sostenible, el propiciar las condiciones para que consiga ser suficiente, igualitario y que permita disminuir el riesgo de pobreza en la vejez. Metas difíciles de alcanzar en un sistema en donde el riesgo de obtener una pensión suficiente, recae, mayoritariamente, en los trabajadores y no en las finanzas públicas.

Dentro de este contexto, las presiones de una población cuyo sector de adultos mayores crece de manera acelerada afectan principalmente a los grupos más vulnerables, entre los cuales se encuentran las mujeres.

El objetivo de este trabajo es analizar la situación de la mujer y el sistema de pensiones en México y determinar si existe alguna brecha entre géneros en el ámbito de las pensiones. Este trabajo se dividió en tres partes. En la primera se examina la equidad de género a nivel internacional y la influencia de los conceptos, estereotipos y paradigmas de género que conducen al riesgo de pobreza en la vejez. En la segunda parte se estudia el caso específico de México, mediante indicadores claves que dan cuenta de la situación demográfica, laboral, familiar y económico-social de la mujer, y su situación de equidad. En la tercera parte se presenta un estudio en donde se calculan y contrastan diferentes escenarios de ahorro para el retiro, con el propósito de determinar la existencia, naturaleza y magnitud de la brecha de género en pensiones. Al final se ofrecen las conclusiones.

## 2. BRECHA DE GÉNERO A NIVEL INTERNACIONAL

La pobreza en la vejez es uno de los principales problemas a los que se enfrentan las naciones y constituye uno de los elementos que afectan en mayor medida la posibilidad de constituir sociedades prósperas y justas.

Para resolver, o al menos tratar de aliviar esta deplorable condición, se han creado diversos sistemas de pensiones, que tienen como fin el proveer recursos económicos suficientes para garantizar un nivel de vida digno en la vejez.



La historia de los sistemas de pensiones ha sido larga y muy diversa entre las diferentes naciones del mundo, atendiendo a sus características históricas, socio-económicas, culturales y financieras, sin embargo, en todos los sistemas que se han venido diseñando e implementando, se hace evidente la disparidad que existe entre los recursos disponibles para mujeres y aquellos a los que los hombres tienen acceso.

Si bien han existido esfuerzos por parte de varias naciones para crear previsiones que garanticen igualdad de condiciones para mujeres y hombres, en realidad existe una gran desigualdad en cuanto a los recursos a los cuales tienen acceso las mujeres y los hombres en la vejez (Burkevica *et al.*, 2015) exponiendo a las mujeres de la tercera edad a mayores riesgos de padecer pobreza.

Al enfrentar mujeres y hombres diferentes condiciones, se crea una brecha de género en pensiones, la cual sin embargo no es solamente producto de las condiciones específicas pertinentes al sistema de pensión, sino que incluye y es resultado de las desigualdades de género a las que se ven sometidas las mujeres durante toda su vida. Así, la brecha de género en pensiones, se puede analizar como la suma de las desigualdades de género a lo largo de toda una vida, incluyendo diferencias en el curso de la misma, como podrían ser las penalizaciones por maternidad, mercado de trabajo segregado, normas sociales y estereotipos generales (Burkevica *et al.*, 2015).

Por tanto, para poder crear un sistema de pensiones justo, es necesario considerar cómo la brecha de género en pensiones, se relaciona con las desigualdades de género en la sociedad en general.

De acuerdo con el reporte de las Naciones Unidas titulado *Progress of the World's Women 2015-2016. Transforming Economies, Realizing Rights* (UN Woman, 2015), a nivel mundial, tres de cada cuatro hombres mayores de 15 años forman parte de la población económicamente activa, comparados con el 50% de las mujeres en edad laboral. Considerando la población con trabajo, las mujeres constituyen dos tercios del total de personas que trabajan en negocios familiares sin recibir remuneración. En todo el mundo, las mujeres perciben un salario diferente por igual trabajo y en promedio los ingresos que perciben las mujeres por su trabajo es 24% inferior al de los hombres, sin embargo, las mujeres trabajan más en promedio que estos últimos, realizando casi 2,5 veces más trabajo no remunerado: doméstico y de cuidados a personas dependientes. Por lo anterior, las mujeres en total trabajan un mayor número de horas que los hombres al combinar las horas dedicadas al trabajo remunerado con el que no lo está.

Por otra parte, las mujeres tienen menor acceso a las medidas de protección social, en casi todos los países. Las probabilidades de las mujeres de obtener una pensión por vejez son menores que las de los hombres, y cuando las obtienen, sus montos son menores, por ejemplo, en Francia, Alemania, Italia y Gre-

cia, en promedio la pensión de las mujeres es alrededor de 30% menor que la de los hombres.

En Japón en 2010, el pago mensual en uno de los mayores programas de pensiones del país, era alrededor de 60% mayor para los hombres, comparada con la que recibían las mujeres (Takayama, 2013)

En la Unión Europea en 2012, existía una brecha de género en pensiones promedio de 38%, y a pesar de las diferencias entre los sistemas de pensión en los países miembros de esta comunidad, en todos ellos se presenta la tendencia que las mujeres reciban pensiones menores que los hombres (Burkevica *et al.*, 2015).

En varios países de América Latina y el Caribe, la cobertura que las mujeres reciben del sistema de pensión es menor a la mitad de la cobertura que alcanzan los hombres, por ejemplo, en San Cristóbal y Nieves, el 51,6 de los hombres mayores reciben pensión de vejez, comparados con tan sólo el 39,7% de mujeres mayores. En Belice, Panamá y Costa Rica, más de la mitad de los hombres hacen aportaciones a un plan de pensiones, contra entre un cuarto y un tercio de las mujeres. En Uruguay la brecha de género es del 14,6%, en Brasil es de 10,6% y en México es de 13,8% (UN Women, 2015 a).

Un aspecto que confunde aún más el análisis de los factores que afectan la desigualdad de género es la gran diversidad que existe entre las distintas sociedades, podría pensarse que los países desarrollados presentarían una brecha de género menor que los que se encuentran en vías de desarrollo, sin embargo, la información disponible no apunta a una situación uniforme en todos los factores, más bien existe una disparidad tal que hace necesario un análisis particular y no generalizado, en la Tabla 1 se puede apreciar un resumen de los principales factores, a nivel internacional, que afectan la brecha de género en los sistemas de pensiones.

Con respecto al papel de la educación en la brecha de género, cabe mencionar que si bien un mayor grado de escolaridad conduce a una mayor probabilidad de obtener empleos bien remunerados (England *et al.*, 2012), y que los logros que las mujeres han obtenido en el campo de la educación, tuvieron un papel importante en la reducción de la brecha de género en el ingreso, históricamente, las diferencias de género en cuanto a los factores relacionados con el trabajo, son más importantes que los factores educacionales para explicar la desigualdad en el ingreso de los trabajadores en la actualidad (Bobbit-Zeher, 2007). Por otra parte, para este estudio se consideraron las diferencias entre hombres y mujeres para los mismos niveles de educación respectivamente.

Tabla 1

Principales factores que afectan la brecha de género en los sistemas de pensiones

Región	Cambio en participación de las mujeres en la fuerza de trabajo (1990-2013) (%)	Brecha de género en sueldos (%)	Personas empleadas en el sector informal (%)		Número de veces que las mujeres realizan labores no remuneradas en comparación con los hombres	Personas que gozan de pensión (%)	
			♀	♂		♀	♂
África Sub-sahariana	De 56 a 64	30	89	83	4 <sup>1</sup> 3 <sup>2</sup>	2 6	7 <sup>3</sup> 20 <sup>4</sup>
América Latina y el Caribe	De 40 a 54	19	ND <sup>5</sup>	ND	5 <sup>6</sup>	39,7 8,3 25 a 33 33	51,6 <sup>7</sup> 10,3 <sup>8</sup> 50 <sup>9</sup> 50 <sup>10</sup>
Asia del Este y el Pacífico	De 69 a 62	20	78 55	79 <sup>11</sup> 41 <sup>12</sup>	5 <sup>13</sup> 4 <sup>14</sup> 3 <sup>15</sup>	17	18 <sup>16</sup>
Asia del Sur	De 35 a 30	33	31 64 <sup>17</sup>	36 54 <sup>18</sup>	10 <sup>19</sup> 7 <sup>20</sup> 3 <sup>21</sup>	1 6	4 <sup>22</sup> 12 <sup>23</sup>
Europa Central, Europa del Este y Asia Central	De 54 a 50	21,8	21	29	8 <sup>24</sup> 6 <sup>25</sup> 3 <sup>26</sup>	61 79 44	100 <sup>27</sup> 83 <sup>28</sup> 85 <sup>29</sup>
Medio Oriente y África del Norte	De 19,7 a 21,9	14	58	40 <sup>30</sup>	5 <sup>31</sup> 1,4 a 2,4 <sup>32</sup>	2 13	44 <sup>33</sup> 45 <sup>34</sup>
Regiones desarrolladas	De 49 a 53	23	ND	ND	4,8 <sup>35</sup> 3 <sup>36</sup>	47 32 56 100	97 <sup>37</sup> 98 <sup>38</sup> 100 <sup>39</sup> 100 <sup>40</sup>

1. Etiopía, Madagascar y Mauricio
2. Benín, Ghana, Ruanda, Sud África y Tanzania
3. Burundi
4. Camerún.
5. No hay datos
6. Costa Rica y Guatemala
7. San Cristóbal y Nieves
8. Santa Lucía
9. Belice, Costa Rica y Panamá
10. Chile
11. Excluyendo a China
12. China
13. Corea
14. Camboya y Laos
15. China
16. Vietnam
17. Auto empleadas en sector informal
18. Auto empleados en sector informal
19. Pakistán
20. India
21. Bangladesh
22. Nepal
23. Bután
24. Albania
25. Armenia
26. Macedonia
27. Albania
28. Azerbaiyán
29. Croacia
30. Egipto
31. Túnez, Marruecos, Argelia y Palestina
32. Irak, Qatar y Omán
33. Arabia Saudita
34. Egipto
35. Japón
36. Italia
37. España
38. Malta
39. Luxemburgo
40. Portugal, Francia, Alemania y Finlandia

Fuente Elaboración propia con datos de la Organización de las Naciones Unidas.

Existen diversas razones de las diferencias en los beneficios pensionarios que obtienen mujeres y hombres y que llevan a que las mujeres se encuentren en

desventaja socioeconómica en la vejez. En general, las mujeres tienen menos acceso a recursos que podrían mejorar sus condiciones de vida en la vejez, como pueden ser activos, inversiones, etc. Por otra parte, las normas y paradigmas imperantes, propician el que las mujeres se casen o tengan parejas mayores que ellas, por lo cual son las mujeres las que tienen que asumir las tareas de cuidar de sus cónyuges en la vejez, así como de todas las personas dependientes relacionadas con la familia, y en general, estas actividades no están remuneradas, además las mujeres a menudo tienen a su cargo la mayor porción del trabajo doméstico sin recibir ningún sueldo por ello (UN Women, 2015).

Al dedicar parte de su tiempo cuidando a sus dependientes menores y ancianos en diferentes épocas de su vida, las mujeres acumulan menos años de trabajo, y de esos, frecuentemente varios son en el sector informal, por lo que a menudo no tienen derecho a pensión, al no acumular la cantidad de tiempo trabajado necesario para poder acceder a los beneficios del sistema de pensiones.

La esperanza de vida de las mujeres, es en promedio mayor que la de los hombres, y al tener cónyuges mayores que ellas, la mayor cantidad de receptoras de pensión de sobreviviente son mujeres y el nivel de estas pensiones es usualmente inadecuado. Dado que a menudo la principal fuente de ingresos para una mujer en la vejez es la seguridad social, una gran proporción de mujeres enfrenta un mayor riesgo de pobreza en la vejez comparadas con sus contrapartes masculinas (Takayama, 2013).

Los sueldos promedio de las mujeres son menores que los de los hombres, de acuerdo al Global Gender Gap Full Report World Economic Forum de 2014, (World Economic Forum, 2014), México tiene un índice de 0,54 (donde 0,00 significa desigualdad y 1,00 implica igualdad) en cuanto a la igualdad de salarios para trabajos iguales entre mujeres y hombres.

Las mujeres tienden a retirarse a edades más tempranas que los hombres (Samek *et al.*, 2011) y a trabajar menos horas en empleos formales remunerados, así como a trabajar más que los hombres en empleos no regulares y de tiempo parcial (Takayama, 2013), esto ocasiona que sea difícil lograr acumular la cantidad de recursos económicos necesarios para garantizar una anualidad que permita un nivel de vida adecuado en el retiro.

De acuerdo al reporte del Expert Group on Gender Equality and Social Inclusion, Health and Long-Term Care Issues (EGGSI) (Samek *et al.*, 2011) existen varias diferencias de género en tendencias demográficas y del mercado laboral que afectan el ingreso por concepto de pensiones, y que han llevado a los países europeos a reformar sus sistemas de pensiones para hacerlos capaces de cumplir su función de proveer recursos que disminuyan los riesgos de pobreza en la vejez, pero que sean sostenibles a largo plazo.

Los autores del mencionado reporte resumen los principales factores que afectan a los sistemas de pensión de la siguiente manera:

Existe un desafío demográfico debido a que la generación del baby boom ha comenzado a retirarse, mientras que la población en edad de trabajar se reduce debido al decremento en las tasas de nacimientos, aunado a que el incremento en la esperanza de vida hará que futuras generaciones pasen más años viviendo en el retiro.

Los cambios en la estructura del mercado de trabajo, con la tendencia creciente de crear empleos de tiempo parcial y empleos flexibles, se puede traducir en tiempos de contribución insuficientes, esto sin duda afecta a las mujeres en mayor medida.

Los cambios sociales que surgen a partir de las diferencias en los patrones de composición de familias, que se han apartado de la concepción de familia tradicional, las altas tasas de divorcio y de separación de cónyuges, generan retos a los sistemas de pensiones basados en los derechos derivados de la composición familiar tradicional.

Dada la importancia que los sistemas de pensiones tienen para la economía y la sociedad, es imprescindible encontrar mecanismos que permitan el diseño de sistemas de pensiones que resuelvan de manera efectiva el problema del riesgo de pobreza en la vejez, es de especial importancia revisar los sistemas de protección social y su habilidad para reducir la pobreza. Considerar de manera explícita la brecha de género en pensiones es imprescindible, ya que cualquier política propuesta que se centre en la individualización y privatización de las pensiones, tendrá impactos diferentes en mujeres y hombres (Burkevica *et al.*, 2015).

Para reducir, y eventualmente eliminar la brecha de género en pensiones, es necesaria la evaluación de la situación actual, examinando las desigualdades existentes entre mujeres y hombres, esto implica un gran desafío. Para diseñar sistemas de pensiones eficientes se requiere comprender cómo la brecha de género del futuro depende de las desigualdades del presente, establecer medidas para sustentar vidas laborales más largas, fomentar el incremento de los ahorros privados para complementar y mejorar los ingresos durante el retiro, igualar las edades mínimas para retiro entre mujeres y hombres, y alinear la edad de retiro con el incremento en la esperanza de vida.

Los roles de género deben ser derribados, particularmente en lo que respecta a las desigualdades en las responsabilidades de cuidados a personas dependientes, sustentar vidas laborales más largas no puede llevarse a cabo sin establecer mejoras en apoyos para actividades de cuidados a personas dependientes. Esto afecta particularmente a las mujeres, como lo evidencia, en 2012, el hecho que en la Unión Europea la proporción de trabajo parcial debido a responsabilidades personales y familiares era de 44% para mujeres y de tan sólo 11% para los hombres. Mejorar las provisiones para el cuidado de personas dependientes y abordar la repartición igualitaria de las responsabilidades domésticas entre mu-

jeros y hombres, podría contribuir significativamente a reducir la brecha de género en pensiones e incrementar la posibilidad de las mujeres para adquirir pensiones en una base de igualdad. La magnitud de la brecha de género en pensiones es el resultado acumulado de los estereotipos que sostienen la repartición desigual de las actividades de cuidados a personas dependientes entre mujeres y hombres y la discriminación resultante durante el curso de la vida de las mujeres, y necesitan ser eliminados (Burkevica *et al.*, 2015).

### 3. LAS PENSIONES EN MÉXICO

Al igual que en el resto del mundo, factores demográficos llevaron a que el gobierno nacional buscara soluciones al problema de pensionar a una población de trabajadores inactivos cada vez mayor, como lo muestra la tasa que mide la proporción de jóvenes con respecto a los mayores de 65 años<sup>1</sup>, para el caso de México en 1950, esta proporción fue de 12,65, mientras que países con poblaciones envejecidas, como los países miembros de la OCDE presentaron una tasa de 7,22, en promedio. Esta relación entre población económicamente activa y población mayor de 65 años ha disminuido en un tiempo mucho más corto en países en vías de desarrollo como México, que en economías desarrolladas. En 2000, la tasa para México fue de 10,32 y el promedio de los países miembros de la OCDE de 4,52 y para 2050 se proyecta que estas dos tasas serán muy similares: en México de 2,83 y en los países miembros de la OCDE de 2,06, en promedio.

En México la población creció de 15.160.369, en 1910, a 112.336.538, en 2010, y la esperanza de vida al nacer de los mexicanos aumentó de 67 años, en 1990, a 74 años en 2000. Conforme a las últimas proyecciones del Consejo Nacional de Población, CONAPO, se estima que esta cifra aumentará a 80 años en 2050, con una esperanza de vida para las mujeres mayor que para los hombres, véase Figura 1.

La disminución de la tasa de fecundidad, al pasar de 3,36 hijos en 1990 a 2,28 en 2010 y la desaceleración del crecimiento natural de la población<sup>2</sup> al pasar de 1,9 millones en 1990 a 1,6 millones en 2010, ha tenido como consecuencia un envejecimiento de la población, con un número cada vez más grande de personas mayores de 65 años. En 1990, la proporción de adultos mayores de 65 con respecto a la población total era de 4,26%, y en 2014 alcanzó una pro-

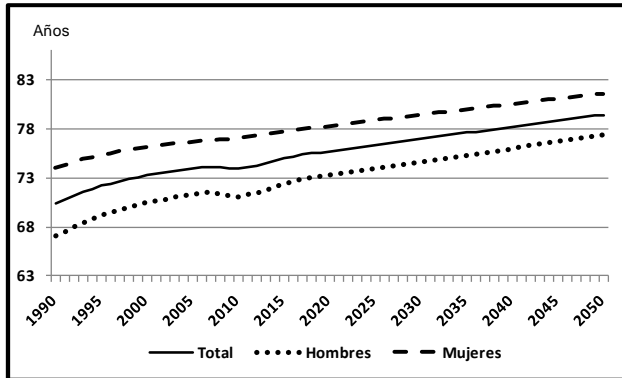
---

<sup>1</sup> Esta tasa se refiere al número de personas entre 20 y 64 años dividido entre el número de personas que tienen 65 años o más.

<sup>2</sup> Se refiere a la diferencia entre nacimientos y defunciones en un mismo año. La desaceleración de la tasa natural de la población se presenta debido al descenso en los nacimientos y al incremento del número de defunciones -debido al mayor número de personas mayores de 65 años-. Esta tendencia continuará ya que se proyecta una disminución aún mayor del crecimiento natural de la población que alcanzará 0,8 millones en 2050.

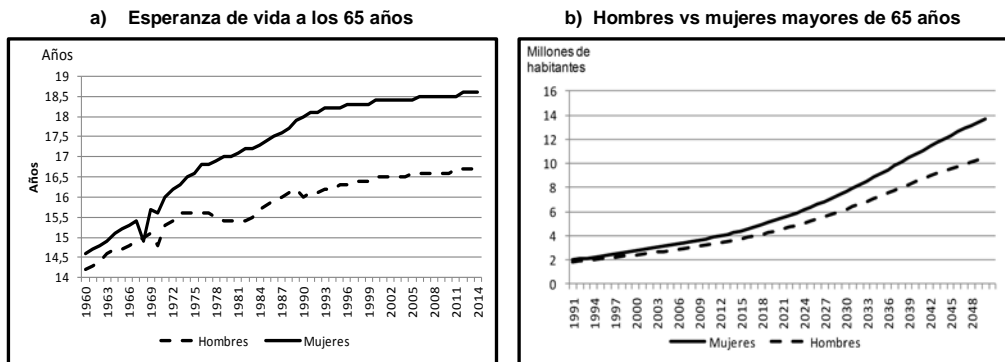
porción de 6,61%. Las proyecciones de CONAPO, prevén que este porcentaje llegará a 16,03% para 2050.

**Figura 1**  
Esperanza de vida al nacer



Fuente: Elaboración propia con proyecciones de CONAPO.

**Figura 2**  
Población mayor de 65 años



Fuente: Elaboración propia con datos de OCDE.

Fuente: Elaboración propia con proyecciones de CONAPO.

El aumento en la longevidad de la población se observa claramente en el indicador de esperanza de vida a los 65 años<sup>3</sup>. El número de mujeres mayores de 65 años, respecto al total de la población de adultos mayores será más grande que el de los hombres, si las tendencias del indicador se mantienen. En 1960, la esperanza de vida a los 65 años era de 14,2 años para los hombres y de 14,6 para las mujeres; en 1985 de 15,8 y 17,4, y en 2014 de 16,7 y 18,6, respectiva-

<sup>3</sup> Información obtenida de Pension at a Glance, OCDE, 2013.

mente. Las proyecciones de la OCDE para México muestran un incremento en la esperanza de vida a los 65 años, alcanzando 24,76 años para las mujeres y 22,32 años para los hombres, en 2060, véase Figura 2.a.

No obstante el envejecimiento de la población en general, la mayor longevidad de las mujeres ha provocado que la diferencia numérica existente entre la población masculina y la femenina crezca con el tiempo. Conforme a las proyecciones de CONAPO se estima que para 2015 habrá una proporción mayor de mujeres con respecto a los hombres, alcanzando una proporción de 1,07, véase Figura 2.b.

### 3.1. Principales características del sistema de pensiones en México

En 1997, cuando el sistema de pensiones de contribuciones definidas empezó a funcionar, se aplicó a los trabajadores que cotizaban en el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS). En 2008 se incorporaron al sistema los trabajadores del Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (ISSSTE). A pesar de que cada día son más los trabajadores que se afilian al nuevo sistema de pensiones, éste aún coexiste con el esquema tradicional de beneficios definidos, el cual incluye a los trabajadores de empresas paraestatales como la Comisión Federal de Electricidad (CFE), Petróleos Mexicanos (PEMEX), algunos gobiernos y universidades estatales, y las fuerzas armadas, aunque la tendencia es que estos sistemas de pensión tradicionales se incorporen eventualmente al esquema de contribuciones definidas.

La principal característica del esquema de contribuciones definidas es la acumulación de aportaciones tripartitas: de trabajadores, de empleadores y del gobierno, en cuentas individuales, durante 1.250 semanas como mínimo. Las aportaciones se registran en cuentas individuales, y estos recursos se canalizan a las Sociedades de Inversión Especializadas de Fondos para el Retiro, SIEFORE para compra de instrumentos financieros, con el propósito que los ahorros que se acumulen obtengan rendimientos, de tal forma que la suma total le permita al trabajador, después de cumplir 65 años<sup>4</sup>, estar en condiciones de financiar su vida inactiva.

La acumulación de recursos en una cuenta individual en realidad representa un fondo de reserva individual. La magnitud del monto ahorrado por cada trabajador dependerá de la duración del período durante el cual se realicen aportaciones al mismo, de las cantidades aportadas, y del comportamiento de los mercados financieros. El objetivo principal de este sistema es lograr que el trabajador financie su retiro con los recursos ahorrados durante su vida activa. Sin

---

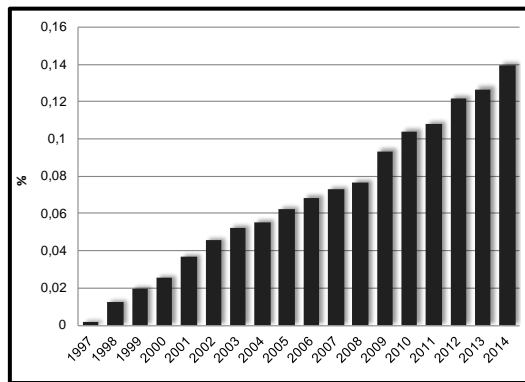
<sup>4</sup> La edad de retiro para los otros sistemas pensionarios diferentes a los del IMSS puede variar, por ejemplo en el ISSSTE se contemplan diferentes edades de retiro para hombres y mujeres, mientras que el IMSS contempla la de 65 años para ambos sexos.



embargo, en caso que el trabajador no alcanzara a reunir suficientes recursos para financiar su retiro con una anualidad que represente por lo menos 1,3 salarios mínimos mensuales, el gobierno, en caso de que el trabajador cumpla con el tiempo de cotización y edad requeridos, ofrecerá una Pensión Mínima Garantizada, PMG<sup>5</sup>.

Como era de esperarse el ahorro obligatorio acumulado de los trabajadores ha ido en aumento. A diciembre de 2014, los activos manejados en el sistema representaron el 13,90 por ciento del PIB de México (véase Figura 3).

**Figura 3**  
Valor en cartera como porcentaje del PIB



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de México.

Las SIEFORE son manejadas por Administradoras de Fondos para el Retiro, AFORE. Éstas son<sup>6</sup> “entidades financieras que se dedican de manera habitual y profesional a administrar las cuentas individuales y a canalizar los recursos de las subcuentas que las integran en términos de la presente ley, así como a administrar sociedades de inversión”. A diciembre de 2014, el sistema incluía 11 AFORE, después de haber iniciado con 13 y haber llegado a tener 21. El reducido número de AFORE, con que actualmente se cuenta, representa un aspecto de la concentración existente dentro del actual sistema de pensiones de México. Esta concentración también es evidente en el número de cuentas manejadas, en la cantidad de trabajadores afiliados en cada administradora y en el total de valores que administran. Tan sólo cuatro AFORES controlan el 78,29% del total de cuentas, 70,20% de las cuentas de los trabajadores afiliados, y 69,49% de los

<sup>5</sup> La pensión mínima garantizada es de 1,3 salarios mínimos para los trabajadores adscritos al IMSS y de dos salarios mínimos para los del ISSSTE.

<sup>6</sup> Artículo 47, párrafo 2. Ley de los Sistemas de Ahorro para el Retiro.

activos del sistema. Aunque, de las cuatro AFORES que controlan los conceptos mencionados, sólo una aparece en todos.

A finales de 2014 existían cuatro tipos distintos de SIEFORE Básicas. Las SIEFORE básicas se crearon para manejar sólo el ahorro obligatorio, adicionalmente existe otra clase de SIEFORE, llamado de aportaciones voluntarias cuyo total acumulado a la fecha es mínimo. El objetivo de la creación de distintos tipos obedeció a la necesidad de incorporar diferentes niveles de riesgo en las carteras de inversión dependiendo de la edad del trabajador, quedando una relación inversa entre la edad de éstos y el riesgo asumido en los fondos. Los rangos de edad de los trabajadores en cada tipo de SIEFORE básica se muestran en la Tabla 2.

**Tabla 2**  
Tipos de SIEFORE

Tipo de SIEFORE	Edad del trabajador
Básica 1	60 años y mayores
Básica 2	De 46 años a menos de 60 años
Básica 3	De 37 años a menos de 46 años
Básica 4	Menores de 37 años

*Fuente:* Elaboración propia con información de CONSAR

En términos generales, las SIEFORE han mostrado una alta sensibilidad a los movimientos del mercado, una tasa de contribución baja, y escasa capacidad de ahorro de los trabajadores. Estos elementos hacen que los recursos con los que cuenta el sistema difícilmente sean suficientes para mantener el actual sistema de pensiones. De continuar esta situación, la mayoría de la población con derecho a pensión dependerá de la Pensión Mínima Garantizada que ofrece el gobierno federal, la cual resulta muy baja y no resolverá el problema de la pobreza en la vejez (Martínez-Preece y Venegas-Martínez, 2015).

En concordancia con lo anterior, existen algunos puntos del sistema de pensiones en México que deben ser revisados para su mejora, como lo señalan trabajos recientes sobre el tema publicados por organismos internacionales, entre los cuales destaca un análisis del sistema de pensiones que realizó la OCDE para México (OCDE, 2015). En este trabajo se detalla la situación actual del sistema de pensiones en México y se destacan los retos más importantes que se deben asumir para mejorarlo. Entre los aspectos más importantes cabe mencionar la necesidad de: suavizar el proceso transitorio del sistema “antiguo” al “nuevo”; incrementar el nivel de cotizaciones; mejorar del sistema de protección social a la vejez; y aumentar la densidad de cotización, la cual se ve afectada principalmente por los trabajos que se realizan fuera del sector formal.

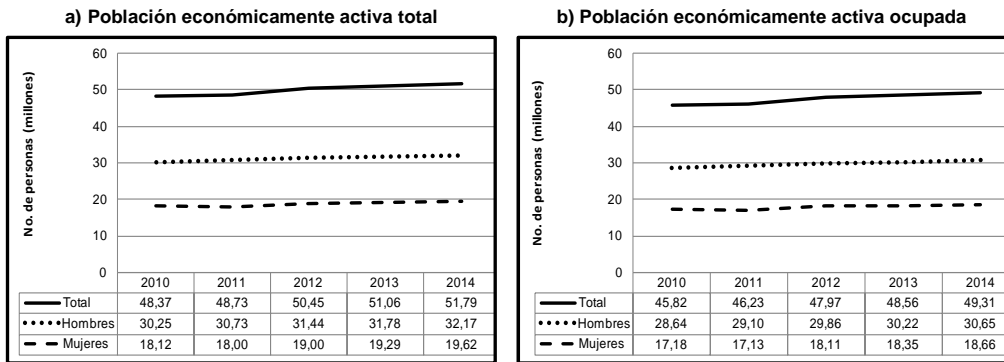
### 3.2. Factores de inequidad para la mujer en México

Considerando los múltiples aspectos que aún deben mejorarse en el sistema de pensiones, existen factores específicos que provocan que las mujeres queden en una situación aún más vulnerable que los hombres durante la vejez, a pesar que la legislación del Instituto Mexicano del Seguro Social, IMSS, que agrupa a 97%<sup>7</sup> de los trabajadores en el sector formal del país, establece los mismos requisitos para mujeres y hombres. Entre estos factores que afectarán la situación de las mujeres una vez jubiladas se encuentra el hecho que en promedio reciben sueldos más bajos y que tienen trayectorias laborales más cortas e irregulares, lo cual provocará que el monto total acumulado durante su vida activa sea más bajo, incidiendo en su capacidad para el financiamiento de su retiro.

#### 3.2.1. Factores socio-económicos

Entre los factores socio-económicos en donde se evidencian diferencias importantes entre hombres y mujeres, se encuentran la proporción de mujeres en la población económicamente activa ocupada en el sector formal e informal, el nivel de ingreso de éstas, su escolaridad y su estatus como jefas de familia.

**Figura 4**  
Población económicamente activa



Fuente: Elaboración propia con información estadística del Instituto Nacional de Geografía e Informática, INEGI.

Del total de la población económicamente activa, PEA<sup>8</sup>, el 38% son mujeres y el 62% son hombres, esta misma proporción de mujeres se mantiene en la

<sup>7</sup> El resto son trabajadores afiliados al ISSSTE, que representan el 2,3%, y trabajadores independiente, con 0,5%.

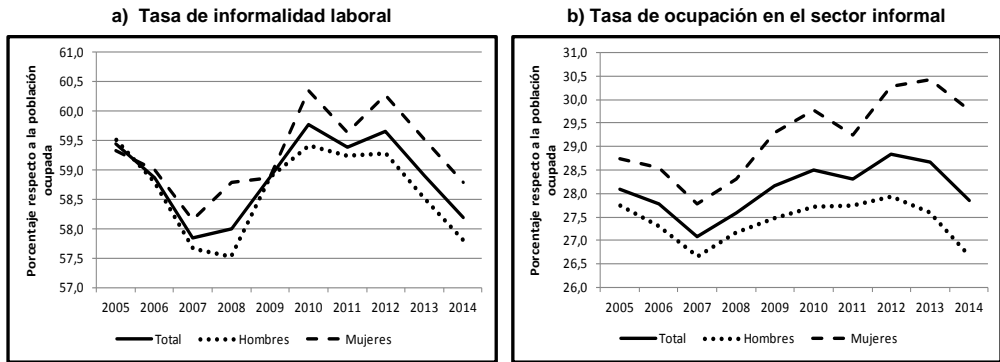
<sup>8</sup> Es el segmento de la población que ofrece sus servicios laborales, independientemente de su situación laboral.

población económicamente activa ocupada y ambas proporciones también se han mantenido en el período entre 2010 y 2014.

El total de la PEA, con respecto a la población total representa el 43,53%, en ésta, el porcentaje de hombres es de 27,04% y el de mujeres 16,49%. Por su parte, la PEA ocupada, respecto al total de la población, representa el 41,44%, 25,76% son hombres y 15,68% son mujeres. En las Figuras 4.a y 4.b se muestra el comportamiento de la PEA en el período entre 2010 y 2014.

Con respecto a la participación de la población en actividades no formales, las mujeres son las que tienen las tasas más altas, tanto para actividades de informalidad laboral<sup>9</sup> como para el caso de aquellas ocupadas en el sector informal<sup>10</sup>, véase Figuras 5.a y 5.b.

**Figura 5**  
Población que realiza actividades no formales



Fuente: Elaboración propia con información estadística del Instituto Nacional de Geografía e Informática, INEGI.

Al cierre de 2014, respecto al total de horas dedicadas a actividades económicas, es decir, el número de horas promedio a la semana que dedica la población ocupada para desempeñar su trabajo, los hombres dedicaron 45,97 horas a la semana en promedio a estas actividades, mientras que las mujeres sólo 37,97, véase Figura 6.a. En contraparte, del total de horas dedicadas a actividades no económicas por parte de la PEA ocupada, las mujeres dedicaron más del triple de tiempo que los hombres a estas labores no remuneradas, 8,52 horas a la se-

<sup>9</sup> Incluye a los ocupados clasificados en el rubro "situaciones de carácter especial y no especificado" de la variable tipo de unidad económica.

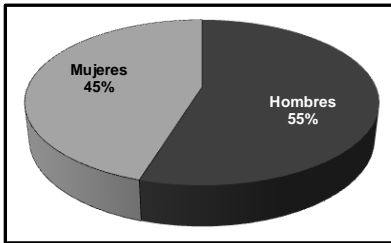
<sup>10</sup> Porcentaje de la población ocupada, que trabaja para una unidad económica no agropecuaria que opera a partir de los recursos del hogar, pero sin constituirse como empresa, de modo que la actividad no tiene una situación identificable e independiente de ese hogar. La manera operativa de establecer esto es que la actividad no lleva una contabilidad bajo las convenciones que permiten que sea auditada.

mana por parte de los hombres, comparado con 28,38 trabajadas por las mujeres. Se entiende por actividades no económicas la realización de los quehaceres domésticos, estudio, servicios gratuitos a su comunidad, construcción, ampliación, reparación o mantenimiento de su vivienda o al cuidado de niños, ancianos y discapacitados sin recibir pago alguno, véase Figura 6.b.

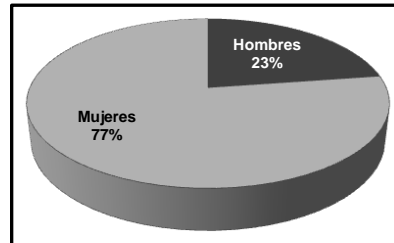
**Figura 6**

Número de horas que la PEA dedica a actividades remuneradas y no remuneradas

a) Horas dedicadas a actividades económicas



b) Horas dedicadas a actividades no económicas

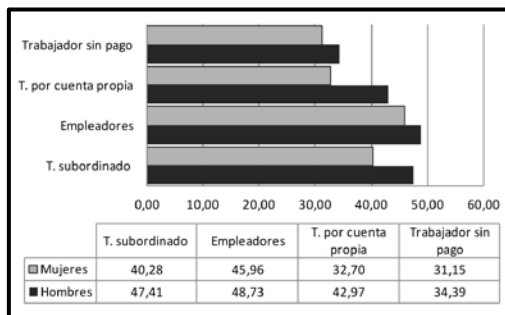


Fuente: Elaboración propia con información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI.

Como se mencionó anteriormente, las mujeres dedican menos horas que los hombres a actividades económicas. Al comparar el número de horas en las distintas categorías de trabajador remunerado: trabajador sin pago, trabajador por cuenta propia, empleador y trabajador subordinado se encontró que las diferencias entre ambos géneros son más marcadas en las categorías de trabajador por cuenta propia y trabajador subordinado, con 23,89% y 15,04% respectivamente, véase Figura 7.

**Figura 7**

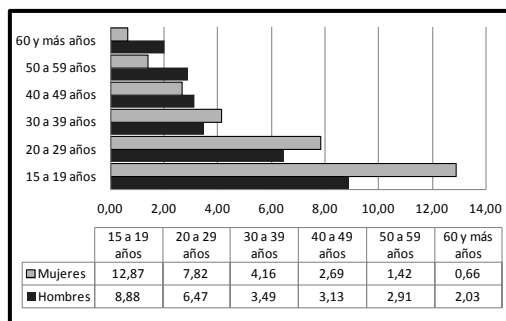
Horas promedio dedicadas en las distintas categorías de trabajador



Fuente: Elaboración propia con información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI.

En lo referente a la tasa de desocupación del total de trabajadores subordinados y remunerados se encontró que para las mujeres la tasa de desocupación es mayor en los grupos de edad más jóvenes, que es precisamente cuando la población se inserta al mercado laboral. Estas diferencias entre la tasa de desempleo para mujeres y hombres, en términos porcentuales, fue de 44,91 para el grupo de edad entre 15 a 19 años, 20,86 para el grupo entre 20 a 29 años, y de 19,06 para el grupo entre 30 y 39 años, véase Figura 8.

**Figura 8**  
Tasa de desocupación de trabajadores subordinados y remunerados

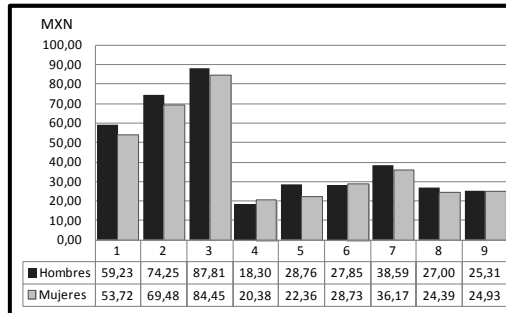


*Fuente:* Elaboración propia con información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI.

Al estudiar el promedio de los ingresos recibidos por hora en distintos tipos de trabajos efectuados<sup>11</sup> se encontró que en todos los casos las mujeres, en promedio, reciben remuneraciones más bajas que los hombres, con excepción de los trabajos tipo 4: trabajadores en actividades agrícolas, ganaderas, silvícolas y de caza y pesca, y el tipo 6: conductores y ayudantes de conductores de maquinaria móvil y medios de transporte, mismos que se encuentran entre los que reciben pagas más bajas. En éstos, las mujeres recibieron remuneraciones por hora más altas que los hombres, con diferencias de 10,24% y 3,06%, respectivamente, véase Figura 9.

<sup>11</sup> Los distintos tipos de trabajos efectuados se denotaron con números, de la siguiente manera: 1. Profesionistas, técnicos y trabajadores del arte; 2. Trabajadores de la educación; 3. Funcionarios y directivos de los sectores público, privado y social; 4. Trabajadores en actividades agrícolas, ganaderas, silvícolas y de caza y pesca; 5. Trabajadores industriales, artesanos y ayudantes; 6. Conductores y ayudantes de conductores de maquinaria móvil y medios de transporte; 7. Oficinistas; 8. Comerciantes; 9. Trabajadores en servicios personales.

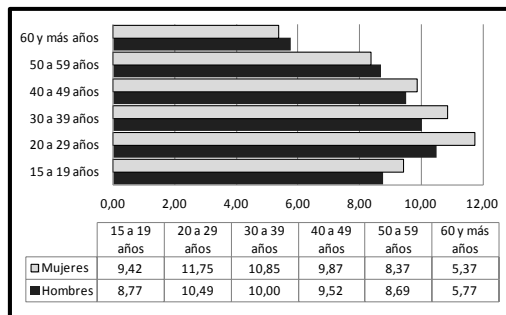
**Figura 9**  
Ingresos medios por hora por tipo de trabajo



*Fuente:* Elaboración propia con información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI.

Respecto al número medio de años cursados de educación formal de la PEA por edad, se encontró que en los grupos entre 15 y 49 años, las mujeres poseen más años de escolaridad, en promedio, que los hombres, véase Figura 10<sup>12</sup>.

**Figura 10**  
Número medio de años de educación

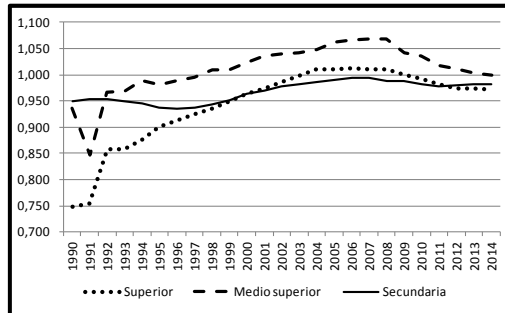


*Fuente:* Elaboración propia con información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI.

En la Figura 11 se muestra la evolución temporal de la escolaridad. Se encontró que en los niveles medio superior y superior el número de mujeres supera al de los hombres. En el caso del nivel medio superior, el número de mujeres con respecto a los hombres ha sido mayor desde 1998, y en el nivel superior el número de mujeres superó al de los hombres entre 2003 y 2009.

<sup>12</sup> Incluye a los ocupados clasificados en el rubro "situaciones de carácter especial y no especificado" de la variable tipo de unidad económica.

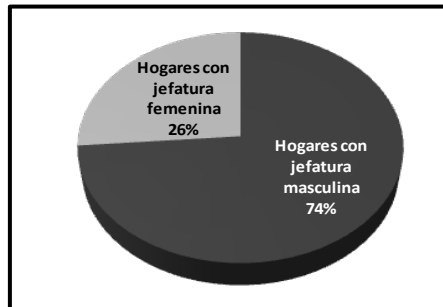
**Figura 11**  
Proporción de mujeres a hombres en el sistema educativo



*Fuente:* Elaboración propia con información de la Secretaría de Educación Pública

Sin embargo, a pesar de las diferencias en los años estudiados entre hombres y mujeres -7,48% años más de estudios de las mujeres para el grupo de edad 15 a 19 años; 11,95% para el grupo entre 20 a 29 años; 8,41% para el grupo entre 30 a 39 años y 3,75% para el grupo entre 40 a 49 años- la mayor escolaridad femenina aún no se ve reflejada en los ingresos recibidos por hora para los distintos tipos de trabajos como se mostró en la Figura 10.

**Figura 12**  
Número de jefes/as de familia



*Fuente:* Elaboración propia con información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI.

En cuanto al papel que desempeñan las mujeres como jefas de familia, se encontró que del total de jefes de familia, 32.055.754 de personas, poco más de una cuarta parte son mujeres, 8.427.599. Si se compara esta cifra con el total de mujeres en la PEA, la proporción de mujeres que son jefas de familia es más del cuarenta por ciento, 43%, y la de hombres con respecto al total de hombres de la PEA es de 73%, véase Figura 12. La condición de jefa de familia afecta la capa-



cidad de ahorro de las mujeres, al tener muchas más responsabilidades económicas que las que no fungen como tales y menores ingresos que los hombres, por lo cual tendrán aún menos posibilidades de lograr reunir los fondos suficientes durante su vida laboral para disfrutar de una pensión que resulte suficiente para una vida digna en el retiro.

### 3.2.2. Características del retiro

A pesar de las similitudes en el requisito referente a la edad de retiro, de 65 años, en la mayoría de los sistemas pensionarios en los países europeos y en el continente americano existen diferencias importantes en las edades a las que efectivamente se pensionan los trabajadores en los distintos países. La edad de retiro efectiva promedio en los países miembros de la OCDE a finales de 2013 fue de 63,1 para hombres y de 61,7 para mujeres. Por otra parte, la edad de retiro de los trabajadores mexicanos fue la más alta de todos los países miembros de la OCDE, 72,3 para los hombres y 68,7 para las mujeres. El país con la edad de retiro efectiva promedio más baja fue Luxemburgo con 57,6 para hombres y 59,6 para mujeres, cabe mencionar que este país, además de tener la edad de retiro efectiva más baja, presenta la particularidad que las mujeres se pensionan a una edad promedio mayor que los hombres, en contraste con la gran mayoría de países en donde los hombres se retiran a edades más avanzadas que las mujeres.

En el caso de México, se observó que si se considera 65 años la edad efectiva de retiro, conforme el mínimo que señala el IMSS, en promedio las mujeres se jubilan 3,7 años después de la edad legal de retiro y los hombres 7,3 años. Es importante analizar las causas de este retiro tardío en investigaciones futuras, sin embargo, se puede suponer que esto se debe a las trayectorias laborales irregulares de los mexicanos, reflejo del gran porcentaje de trabajadores en informalidad laboral como se mostró en las Figuras 5.a y 5.b.

No obstante la edad promedio de retiro tardía, si se considera el indicador de la esperanza de vida a los 65 años para México, los hombres vivirán 10,6 años, en promedio, después de retirarse y las mujeres 15,9 años. Estas cifras implican que las mujeres vivirán retiradas 50,41% más tiempo que los hombres, quedando este grupo de la población más vulnerable en la vejez, ya que al retirarse más jóvenes y haber tenido ingresos más bajos, el monto total que acumulen resulta menor que el de los hombres. Por otra parte, al ser más longevas, la cantidad acumulada durante su vida productiva deberá ser distribuida durante un periodo de tiempo mayor, por lo cual deberán subsistir con cantidades mensuales más bajas. En 2013, según la OCDE, el porcentaje de la población mayor de 65 años en México con ingresos menores del 50% del ingreso disponible medio para los hogares fue de 27,6% en 2010, cifra muy por encima del 10,41% del promedio de los países miembros de la OCDE.

#### 4. EQUIDAD DE GÉNERO: PENSION VITALICIA

Los trabajadores afiliados al IMSS representan el 97,2% de trabajadores registrados en el Sistema de Ahorro para el Retiro<sup>13</sup>, SAR, por esta razón se tomarán como referencia los requisitos que marca la legislación de este Instituto<sup>14</sup>. La tasa de contribución obligatoria tripartita de los trabajadores afiliados al IMSS es de 6,5% del salario mensual del trabajador<sup>15</sup>. Como se mencionó anteriormente, el monto total acumulado dependerá de la cantidad de las aportaciones, del tiempo durante el cual se efectúen y de las condiciones de los mercados financieros. Con objeto de determinar si existe una diferencia entre las cantidades del pago vitalicio que recibirán las mujeres en comparación con los hombres, se procedió en primera instancia a calcular la cantidad que *un/a trabajador/a tipo*, podría ahorrar durante su vida laboral. Para ello, se calcularon los posibles resultados considerando varios escenarios con diversas tasas de interés y tiempo de cotización, con el objetivo de encontrar la cantidad de recursos acumulados probable y la magnitud de las diferencias entre la cantidad acumulada y las rentas mensuales a recibir durante la vida laboral de una mujer y un hombre promedio. Las estimaciones se realizaron considerando una serie de supuestos, mismos describen *a la mujer y al hombre tipo*, según se definen en este trabajo. Estos supuestos son: la persona debe pertenecer al sector formal de la economía y estar adscrita al Sistema de Ahorro para el Retiro, SAR; debe haber cotizado al menos 1.250 semanas para tener derecho a solicitar la pensión por cesantía o vejez y tener al menos 60 años de edad<sup>16</sup>. Se consideraron tasas de interés reales netas, que no consideran inflación ni comisiones. El salario de la *mujer tipo* se estimó 5,81% menor que el del *hombre tipo*, debido a las diferencias en los ingresos por hora promedio para mujeres y hombres encontradas

---

<sup>13</sup> Los datos referentes al total del trabajadores en el IMSS, la tasa de interés, y la tasa promedio de comisiones (que se restó al rendimiento real anual para convertirlo en rendimiento real neto) se tomaron de CONSAR.

<sup>14</sup> Existen diferencias entre los requisitos para el retiro de los trabajadores adscritos al IMSS y al ISSSTE, siendo en general aquellos del ISSSTE menos restrictivos que los del IMSS. Sin embargo, las estimaciones se realizaron considerando los requisitos del IMSS ya que los trabajadores del estado adscritos a ISSSTE sólo representan el 2,3% del total de trabajadores adscritos al Sistema de Ahorro para el Retiro, SAR.

<sup>15</sup> El porcentaje de 6,5% tomado como referencia está compuesto por las aportaciones, como porcentaje del salario básico de los trabajadores, de: empleadores 2% para retiro y 3,15% para cesantía y vejez; trabajador 1,125%; y Gobierno Federal del 0,225%. No se consideró la parte de la cuota social de MXN4,78 máxima para trabajadores del IMSS, a diciembre de 2014, ofrecida por el Gobierno Federal.

<sup>16</sup> Entre los 60 y 64 años de edad no se tendrá derecho a una pensión vitalicia o pago programado. En caso de haber reunido el monto total requerido, sólo se podrá optar por recibir el total acumulado de manera íntegra en caso de cesantía. Se tiene derecho a la cesantía si después de los 60 años de edad, el trabajador es despedido y opta por solicitar la pensión. A partir de los 65 años se tendrá derecho a elegir una pensión vitalicia o pago programado.

para los distintos tipos de trabajos efectuados. Asimismo, se supusieron salarios constantes, utilizando como referencia el salario mínimo vigente<sup>17</sup> durante la vida laboral del trabajador, y que tanto mujeres como hombres carecen de dependientes y enfrentan las mismas condiciones económicas y de mercado.

Bajo estos supuestos, se calculó para cada escenario, el total que la persona acumularía considerando tres casos, cuando sus ingresos equivalen a dos veces el salario mínimo, cuando equivalen a tres y cuando son equivalentes a cinco salarios mínimos. Se consideraron estos tres niveles de sueldos debido a que dentro de ellos se engloba aproximadamente al 78 % de la población considerada<sup>18</sup> (78% de los trabajadores ganan cinco salarios mínimos o menos, y de éstos, el 21% ganan tres salarios mínimos y el 35% percibe solamente dos<sup>19</sup>). Para cada nivel de salario se consideraron dos casos, cuando el periodo de acumulación fuera 24 años y cuando el periodo de acumulación fuera de 40 años, los 24 años corresponden al tiempo mínimo necesario que se debe laborar para tener acceso a la pensión, el cálculo con 40 años se llevó a cabo debido a que este periodo se puede considerar como el tiempo máximo dentro del cual la mayoría de las personas se jubilan.

En la Tabla 3 se presentan las estimaciones del total acumulado por un trabajador *hombre tipo* durante su vida laboral calculado para 24 años (correspondiente a 1.250 semanas de cotización) y 40 años, considerando aportaciones del 6,5% sobre 2, 3 y 5 salarios mínimos<sup>20</sup>, el total acumulado representa el valor futuro de la aportación mensual para cada uno de los diferentes escenarios.

Las tasas de 1%, 3%, 5,1% y 10% se refieren a los rendimientos reales netos, los cuales se suponen constantes durante todo el período de acumulación. Como era de esperarse, si se comparan los resultados en cada nivel salarial es mayor la cantidad acumulada después de una trayectoria laboral de 40 años. Estos escenarios, representados por los distintos niveles salariales, hasta menos de seis salarios mínimos son los que reciben aproximadamente el 80% de los trabajadores adscritos al IMSS. Respecto a las tasas de rendimiento, se supusieron tasas reales netas. Se consideraron las tasas del 1% y 3% como conservadoras ante la inestabilidad y crecimiento de la volatilidad en los mercados financieros; el 5,1% se calculó a partir del rendimiento histórico obtenido de 6,3% en los fondos de pensión conforme lo reporta CONSAR al cierre de 2014, menos el pro-

---

<sup>17</sup> El salario mínimo considerado es el autorizado el 1 de octubre de 2015, cuyo valor es de MXN 70,1 diarios.

<sup>18</sup> Considerando a trabajadores afiliados al IMSS.

<sup>19</sup> Fuente: CONSAR.

<sup>20</sup> El valor de la aportación mensual se calcula como considerando el salario mínimo, de MXN 70,1 por día multiplicado por el número de días al mes, y por un porcentaje aportado de 6,5%. Lo que resulta en MXN 273,39.

medio de las comisiones cobradas en diciembre de 2014, para manejar un rendimiento real neto. La tasa de rendimiento del 10% se considera como referente en un escenario optimista.

**Tabla 3**  
Estimaciones del total acumulado para el *hombre tipo*

Salario Mínimo	Años	Aportación Mensual (en MXN)	Total acumulado al 1,0% (en MXN)	Total acumulado al 3,0% (en MXN)	Total acumulado al 5,1% (en MXN)	Total acumulado al 10% (en MXN)
2	24	273,39	88.946,49	115.106,83	153.867,41	325.249,78
	40	273,39	161.270,43	253.175,41	428.253,30	1.728.940,12
3	24	410,09	133.419,73	172.660,24	230.801,11	487.874,67
	40	410,09	241.905,64	379.763,11	642.379,95	2.593.410,17
5	24	683,48	222.366,41	287.767,07	384.668,52	813.124,45
	40	683,48	403.176,07	632.938,52	1.070.633,24	4.322.350,29

Fuente: Elaboración propia

En la Tabla 4, se muestran los resultados para el caso de las mujeres considerando que ganan en promedio 5,81% menos que los hombres, lo cual se traduce, como era de esperarse, en totales acumulados más bajos que aquellos del *hombre tipo*. La brecha entre ambos totales acumulados crece según aumenta la tasa de interés y el periodo.

**Tabla 4**  
Estimaciones del total acumulado para la *mujer tipo*

Salario Mínimo	Años	Aportación (en MXN)	Total acumulado al 1,0% (en MXN)	Total acumulado al 3,0% (en MXN)	Total acumulado al 5,1% (en MXN)	Total acumulado al 10% (en MXN)
2	24	257,50	83.778,70	108.419,12	144.927,71	306.352,77
	40	257,50	15.902,95	238.469,58	403.377,98	1.628.513,73
3	24	386,25	125.668,04	162.628,68	217.391,57	459.529,15
	40	386,25	227.850,92	357.698,87	605.057,67	2.442.733,04
5	24	643,75	209.446,74	271.047,80	362.319,28	765.881,92
	40	643,75	379.751,54	596.164,79	1.008.429,45	4.071.221,74

Fuente: Elaboración propia

Para recibir una anualidad mayor a la Pensión Mínima Garantizada, PMG<sup>21</sup> de 1,3 salarios mínimos mensuales es necesario que el total acumulado en la

<sup>21</sup> Se tiene derecho a la Pensión Mínima Garantizada, PMG, cuando el trabajador tiene 65 años de edad y cumple con las semanas de cotización ante el IMSS, y los recursos acumulados en la Cuenta Individual no son suficientes para contratar la renta vitalicia o para recibir una pensión bajo la modalidad de retiros programados. La AFORE realizará el pago de la PMG con cargo al saldo acumulado en la Cuenta Individual del trabajador y una vez agotados los recursos de ésta, el Gobierno Federal continuará pagando la pensión hasta el fallecimiento del trabajador.

cuenta individual alcance al menos MXN 612.221,11 para mujeres y MXN 570.172,44 para hombres, considerando los criterios de CONSAR para calcular la renta vitalicia<sup>22</sup>, “Las tablas de mortalidad de referencia y tasa de referencia que se citan en el presente Anexo, corresponden a las bases biométricas vigentes más conservadoras y la tasa de interés vigente asociada a dichas tablas, que hayan sido autorizadas de conformidad con los procedimientos aprobados por el Comité del Artículo 81 de la Ley, para el cálculo de los Montos Constitutivos de los seguros de pensiones derivados de las Leyes de Seguridad Social y que hayan sido publicadas en el Diario Oficial de la Federación por la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas”. Las diferencia en los montos totales a ahorrar se debe a que los valores que utiliza CONSAR para calcular la renta vitalicia están basados en gran medida en la esperanza de vida, la cual es mayor para el caso de las mujeres y lleva al resultado obtenido, donde, en igualdad de condiciones en términos de salario, años trabajados y porcentaje de rendimiento de la inversión, las mujeres deben reunir una cantidad mayor para gozar de una renta vitalicia del mismo monto que los hombres.

Al revisar las Tablas 3 y 4 se observa que con excepción de un sólo caso, en donde se supone una tasa de interés real neta que resulta muy alta para las condiciones actuales del mercado, 10%, ni hombres ni mujeres podrán tener acceso a pensiones mayores a la PMG si sólo cotizan las 1.250 semanas requeridas por ley, por tanto será necesario que trabajen durante periodos de tiempo considerablemente mayores para poder aspirar a una pensión mayor que la de estricta supervivencia.

**Tabla 5**

Montos acumulados que permitirán al hombre tipo recibir una pensión mayor a la PMG

Salario Mínimo	Años	Aportación (en MXN)	Total acumulado al 1,0% (en MXN)	Total acumulado al 3,0% (en MXN)	Total acumulado al 5,1% (en MXN)	Total acumulado al 10% (en MXN)
2	24	273,39				
	40	273,39				1.728.940,12
3	24	410,09				
	40	410,09			642.379,95	2.593.410,17
5	24	683,48				813.124,45
	40	683,48		632.938,52	1.070.633,24	4.322.350,29

Fuente: Elaboración propia

La PMG para trabajadores del IMSS es de 1,3 salarios mínimos y correspondió a MXN 3.211,52 anuales en diciembre de 2014, mientras que la PMG para trabajadores del ISSSTE, equivalente a 2 salarios mínimos, fue de MXN 48.650,04 anuales en diciembre de 2014.

<sup>22</sup> Anexo C de las Disposiciones de carácter general aplicables a los retiros programados, CONSAR, 2012.

Comparando los montos mínimos requeridos para hombres y mujeres, se empieza a vislumbrar la existencia de la brecha de género en las pensiones. Esta diferencia de condiciones se observa al analizar las Tablas 5 y 6, donde se muestra que las mujeres tendrán que recibir la pensión mínima garantizada aún si trabajaron 40 años, ganando 5 salarios mínimos y sus aportaciones tuvieron rendimientos de 3% promedio durante su vida laboral o aún si trabajaron 40 años, recibiendo 3 salarios mínimos y suponiendo una tasa de rendimiento de 5,1% promedio, mientras que para estos mismos escenarios los hombres tendrán acceso a pensiones mayores a la PMG, véase Tabla 5.

De esta manera surge la pregunta ¿Cuánto tiempo tendría que trabajar la *mujer tipo* para lograr reunir la misma cantidad que el *hombre tipo*? Esta pregunta se responde mediante los cálculos resumidos en la Tabla 6, donde se muestra el tiempo total que las mujeres deben trabajar para poder acumular los mismos montos que permiten a los hombres recibir una pensión mayor a la PMG, véase Tabla 6.

**Tabla 6**  
Tiempo que requerirían trabajar las mujeres para obtener un total acumulado igual al de los hombres

Salario Mínimo	Años trabajados (con rendimientos del 3,0%)	Años trabajados (con rendimientos del 5,1%)	Años trabajados (con rendimientos del 10%)
2			40,59
3		41,03	40,59
5	41,41	41,03	24,55 40,59

Fuente: Elaboración propia.

Suponiendo que las mujeres decidieran alargar sus trayectorias laborales, aún existirían diferencias entre los pagos que recibirían comparados con los de los hombres, ya que, como se mencionó anteriormente, la renta vitalicia se calcula conforme a los factores conocidos como Factores de Unidad de Renta Vitalicia que consideran edad y sexo. Estos factores son elaborados y enviados a las Administradoras de los Fondos para el Retiro, AFORES por la CONSAR, cada vez que se actualiza la tasa de referencia determinada por el Comité respectivo conforme al Artículo 81 de la Ley y a la tabla de mortalidad usada por esta entidad. Tomando en cuenta lo anterior, se procedió a calcular las rentas vitalicias mensuales que recibirían hombres y mujeres a partir de los mismos montos acumulados, estos resultados se muestran en la Tabla 7. En las celdas con información de esta tabla, se muestra primero la cantidad acumulada y debajo de ésta, primero la renta mensual para hombres y abajo la de las mujeres. Como se observa, tanto para hombres como para mujeres las pensiones calculadas resultan en general bajas, en la mayoría de los casos, excepto para los estimados con tasas de 10% y con trayectorias laborales de 40 años, son cantidades

muy cercanas a los 1,3 salarios mínimos. De igual forma, se puede apreciar que en todos los casos, considerando montos acumulados iguales, las rentas vitalicias que recibirían las mujeres son más bajas que las de los hombres.

**Tabla 7**  
Rentas vitalicias acumuladas para mujeres y hombres

Salario Mínimo	Años	Sexo	Montos acumulados al 3,0% (en MXN)	Montos acumulados al 5,1% (en MXN)	Montos acumulados al 10% (en MXN)
2	40	Hombres			<b>1.728.940,12</b>
		Mujeres			7.935,32 7.390,30
3	40	Hombres		<b>642.379,95</b>	<b>2.593.410,17</b>
		Mujeres		2.948,33 2.745,83	11.902,97 11.084,45
5	24	Hombres			<b>813.124,45</b>
		Mujeres			3.732,00 3.475,68
	40	Hombres	<b>632.938,52</b>	<b>1.070.633,24</b>	<b>4.322.350,29</b>
		Mujeres	2.905,00 2.705,48	4.913,88 4.576,39	19.838,29 18.375,75

Fuente: Elaboración propia.

## 5. CONCLUSIONES

Después de revisar los datos estudiados y considerando al grupo de la población económicamente activa, se encontró que el promedio de años de escolaridad para las mujeres es ligeramente mayor que el de los hombres, 10 años en promedio comparado con 9,33 años para los hombres. En promedio las mujeres dedican 28,38 horas a la semana a actividades no económicas mientras que los hombres sólo 8,52. Las mujeres dedican 36,23 horas en promedio para realizar actividades económicas, mientras que los hombres 44,26 horas a la semana. En los distintos tipos de trabajos mencionados las mujeres reciben en promedio, por hora trabajada, remuneraciones de MXN 40,51 en comparación con MXN 43,01 que reciben los hombres, y son más propensas a estar desocupadas entre los 15 y 39 años de edad, con una tasa de desocupación promedio de 4,53 comparada con 4,38 de los hombres. Además en promedio vivirán jubiladas 5,3 años más que los hombres. Estas características las ponen en desventaja, ya que son más susceptibles de tener carreras laborales más cortas, más inestables, y peor remuneradas que las de sus homólogos masculinos.

Lo anterior tendrá repercusiones negativas en el total acumulado en sus cuentas individuales. A pesar de lo optimista que pudiera parecer el hecho de jubilarse a una edad más temprana y gozar de más años de vida retiradas, su longevidad será un factor importante para que reciban pensiones más bajas,

debido a que el cálculo de los factores de unidad de renta vitalicia, están basados en tasas de mortalidad que consideran que las mujeres viven más que los hombres, aunado al hecho que, en promedio, éstas se jubilan antes que ellos, con montos acumulados menores que las llevarán a tener pensiones más bajas. A partir del análisis de escenarios realizado, en general se puede concluir que las mujeres requieren de trayectorias laborales más largas y mejor pagadas para generar montos acumulados iguales a los de los hombres, y que aún una vez alcanzados éstos, las mujeres recibirán una pensión mensual menor debido a que las estimaciones de mortalidad tienden a distribuir los montos acumulados durante períodos más largo a los de los hombres.

Los resultados obtenidos en este trabajo muestran la existencia de una brecha de género que afecta de manera negativa a las mujeres, ya que existe una conjunción de factores que llevan a la conclusión que es mucho más difícil para ellas reunir los recursos necesarios para gozar de una pensión que les permita una vida digna en el retiro.

En términos generales cabe hacer mención que el análisis realizado hace evidente el hecho que la situación pensionaria del país resulta precaria para aquellos trabajadores que reciban menos de seis salarios mínimos, quienes representan aproximadamente el 80% de la población registrada en el sistema de pensiones. Prácticamente en todos los escenarios mostrados, bajo las actuales condiciones, los trabajadores tendrán que vivir su vejez sólo con la pensión mínima garantizada.

Por último, revisando la situación particular de las mujeres, se observa una conjunción de factores que conduce a que éstas queden expuestas a un riesgo de pobreza en la vejez mayor que sus contrapartes masculinas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

---

- BOBBITT-ZEHER, D. (2007). The Gender Income Gap and the Role of Education. Disponible en: <http://soe.sagepub.com/content/80/1/1.full.pdf> [Último acceso: Diciembre 2015].
- BURKEVICA, I.; HUMBERT, A. L.; OETKE, N.; PAATS, M. (2015). Gender gap in pensions in the EU. Research note to the Latvian Presidency. European Institute for Gender Equality. Disponible en: [http://eige.europa.eu/sites/default/files/documents/MH0415087ENN\\_Web.pdf](http://eige.europa.eu/sites/default/files/documents/MH0415087ENN_Web.pdf). [Último acceso: Octubre 2015]
- COMISIÓN NACIONAL DEL SISTEMA DE AHORRO PARA EL RETIRO (2012). Disposiciones de carácter general aplicables a los retiros programados, 2012 Disponible en: [http://www.consar.gob.mx/normatividad/pdf/normatividad\\_emitida/circulares/DISPOSICIONES\\_aplicables\\_a\\_los\\_Retiros\\_Programados.pdf](http://www.consar.gob.mx/normatividad/pdf/normatividad_emitida/circulares/DISPOSICIONES_aplicables_a_los_Retiros_Programados.pdf) [Último acceso: Diciembre de 2015].



- COMISIÓN NACIONAL DEL SISTEMA DE AHORRO PARA EL RETIRO (2015). Circulares emitidas por CONSAR, 2014 Disponible en: [http://www.consar.gob.mx/normatividad/normatividad-normatividad\\_consar-circulares.aspx](http://www.consar.gob.mx/normatividad/normatividad-normatividad_consar-circulares.aspx). [Último acceso: Febrero de 2015].
- COMISIÓN NACIONAL DEL SISTEMA DE AHORRO PARA EL RETIRO (2015). Informes, 2015. Disponible en: [http://www.consar.gob.mx/acerca\\_consar/acerca\\_consar-informes.aspx](http://www.consar.gob.mx/acerca_consar/acerca_consar-informes.aspx). [Último acceso: Marzo de 2015].
- COMISIÓN NACIONAL DEL SISTEMA DE AHORRO PARA EL RETIRO (2015). Información estadística, 2015. Disponible en: [http://www.consar.gob.mx/principal/estadisticas\\_sar.aspx](http://www.consar.gob.mx/principal/estadisticas_sar.aspx). [Último acceso : Marzo de 2015].
- COMISIÓN NACIONAL DEL SISTEMA DE AHORRO PARA EL RETIRO (2014). "Ley de los sistemas de ahorro para el retiro", 10 de enero de 2014. Disponible en: [http://www.consar.gob.mx/normatividad/pdf/normatividad\\_ley\\_sar.pdf](http://www.consar.gob.mx/normatividad/pdf/normatividad_ley_sar.pdf) [Último acceso: Octubre de 2014].
- COMISIÓN NACIONAL PARA EL SISTEMA DEL AHORRO PARA EL RETIRO, CONSAR, (2015). "Diagnóstico del Sistema de Pensiones".
- CONSEJO NACIONAL DE POBLACIÓN, CONAPO, (2015). "Indicadores demográficos 2010-2050", 2015. Disponible en : <http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Proyecciones> [Último acceso: Mayo 2015].
- ENGLAND, P.; GORNICK, J.; FITZGIBBONS SHAFER, E. (2012). Women's employment, education, and the gender gap in 17 countries. Disponible en: [https://www.gc.cuny.edu/CUNY\\_GC/media/CUNY-Graduate-Center/PDF/Centers/LIS/gornick-england-et-al-mlr-2012.pdf](https://www.gc.cuny.edu/CUNY_GC/media/CUNY-Graduate-Center/PDF/Centers/LIS/gornick-england-et-al-mlr-2012.pdf) [Último acceso: Diciembre 2015].
- INEGI, (2015). "Cuadro Estadísticos", 2014. Disponible en: <http://www.inegi.org.mx/sistemas/BIE/CuadrosEstadisticos/GeneraCuadro.aspx?s=est&nc=603&c=25577>. [Último acceso: Abril 2015].
- INEGI, (2015). "Encuesta Nacional sobre ocupación y empleo", 2014. Disponible en: <http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/Proyectos/encuestas/hogares/regulares/enoe> [Último acceso: Julio 2015].
- INEGI, (2015). "Información Estadística", 2015. Disponible en: <http://www.inegi.org.mx/inegi/default.aspx?s=est&c=1795> [Último acceso: Septiembre 2015].
- INEGI, (2015). "Estadística: Población, hogares, vivienda". Disponible en: <http://www3.inegi.org.mx/sistemas/temas/default.aspx?s=est&c=17484>. [Último acceso: Marzo 2015].
- MARTINEZ-PREECE, MARISSA R.; VENEGAS-MARTINEZ, FRANCISCO, (2015). "El mercado de los fondos de pensión en México: del reparto a la capitalización". *Estudios de Economía Aplicada*. Volumen 33(3), pp. 903-928.
- ORGANIZACIÓN PARA LA COOPERACIÓN Y EL DESARROLLO ECONÓMICO, OCDE, (2015). *Estudios de la OCDE sobre los sistemas de pensiones. México*. OCDE Publishing.
- ORGANIZACIÓN PARA LA COOPERACIÓN Y EL DESARROLLO ECONÓMICO, OCDE, (2013). *OCDE Pensions Indicators*. Disponible en: <http://www.oecd.org/pensions/indicators.htm> [Último acceso: Marzo 2015].
- ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT, OECD (2013). "Pensions at a Glance 2013: OECD and G20 Indicators". OECD Publishing. Disponible en: [http://dx.doi.org/10.1787/pension\\_glance-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2013-en). [Último acceso: Marzo 2015].

- SAMEK, L. M.; CREPALDI, C.; CORSI, M. (2011). "The socio-economic impact of pension systems on the respective situations of women and men and the effects of recent trends in pension reforms". Expert Group on Gender Equality and Social Inclusion, Health and Long-Term Care Issues (EGGS). Disponible en: [http://ec.europa.eu/justice/gender-equality/files/equal\\_economic\\_independence/pensions\\_report\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/justice/gender-equality/files/equal_economic_independence/pensions_report_en.pdf). [Último acceso: Octubre, 2015].
- TAKAYAMA, N. (2013). "Intergenerational Equity and the Gender Gap in Pension Issues". Hitotsubashi University Repository. Disponible en: <https://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/25830/1/DP605.pdf>. [Último acceso: Octubre, 2015].
- UN WOMEN, (2015). "Progress of the World's Women 2015-2016 Transforming Economies, Realizing Rights". United Nations Entity for Gender Equality and the Empowerment of Women. Disponible en: [http://progress.unwomen.org/en/2015/pdf/UNW\\_progressreport.pdf](http://progress.unwomen.org/en/2015/pdf/UNW_progressreport.pdf). [Último acceso: Octubre, 2015].
- UN WOMEN, (2015 a). "Progress of the World's Women 2015-2016 Transforming Economies, Realizing Rights. Fact Sheet—Latin America and the Caribbean". United Nations Entity for Gender Equality and the Empowerment of Women. Disponible en: <http://www.unwomen.org/~media/headquarters/attachments/sections/library/publications/2015/poww-2015-factsheet-latinamericacaribbean-en.pdf?v=1&d=20151023T211432>. [Último acceso: Octubre, 2015].
- WORLD ECONOMIC FORUM, (2014). The Global Gender Gap Report 2014. Disponible en: [http://www3.weforum.org/docs/GGGR14/GGGR\\_CompleteReport\\_2014.pdf](http://www3.weforum.org/docs/GGGR14/GGGR_CompleteReport_2014.pdf). [Último acceso: Octubre, 2015].