

**DETERMINANTES DE LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LOS HOMBRES  
MAYORES EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS: LA  
RELEVANCIA DEL EFECTO OCIO-COMPLEMENTARIO**

**Carlos Pérez Domínguez**

[carpe@eco.uva.es](mailto:carpe@eco.uva.es)

**Avda. Valle Esgueva 6, 47011 Valladolid. Tno. 983-184442**

**Ángel Martín-Román**

[angellm@eco.uva.es](mailto:angellm@eco.uva.es)

**C/ Trinidad 3, 40001 Segovia. Tno. 921-112334**

**Alfonso Moral de Blas**

[amoral@eco.uva.es](mailto:amoral@eco.uva.es)

**C/ Trinidad 3, 40001 Segovia. Tno. 921-112334**

**Universidad de Valladolid**

**RESUMEN**

Después de una larga tendencia a la reducción de la participación laboral de los varones mayores de 54 años en la mayoría de los países de la OCDE, se ha producido un aumento significativo de la misma desde mediados-finales de los años 90. Se trata de un fenómeno que también ha tenido lugar en el conjunto de España y en gran parte de sus Comunidades Autónomas, aunque con claros matices diferenciales.

Desde el punto de vista teórico, los modelos de determinación de la participación laboral nos informan de que tras dicha decisión juegan un papel esencial las peculiaridades socio-laborales de cada trabajador y las características de la familia en las que este se integra. A este respecto, una variable con potencial relevancia en este estudio es el cambio en la participación laboral de las esposas de los varones mayores casados.

En este trabajo se analiza, por un lado, hasta qué punto el proceso de alargamiento de la presencia en la fuerza laboral del colectivo de varones de mayor edad, que ha operado claramente en muchos países desarrollados y en el conjunto español, puede extrapolarse a las diferentes Comunidades Autónomas españolas, así como la determinación de los factores explicativos diferenciales encontrados. Por otro lado, y como hipótesis más específica, se pretende contrastar hasta qué punto el aumento de la tasa de actividad femenina de las últimas décadas, con sus peculiaridades regionales, ha determinado o no la decisión de alargar la permanencia en el mercado de trabajo de sus cónyuges varones. Con el objeto de identificar la importancia de estos efectos, en el trabajo se utiliza una generalización de la descomposición de Oaxaca-Blinder para modelos no lineales, basada en el procedimiento semiparamétrico de DiNardo, Fortín y Lemieux.

**Códigos JEL:** J26, J14, D13

## 1.- INTRODUCCIÓN

Después de una larga tendencia a la reducción de la participación laboral de los varones mayores de 54 años en la mayoría de los países de la OCDE, se ha producido un aumento significativo de la misma desde mediados-finales de los años 90. Se trata de un fenómeno que también ha tenido lugar en el conjunto de España y en gran parte de sus Comunidades Autónomas, aunque con matices diferenciales.

Este hecho se asocia al denominado *envejecimiento activo* que, desde la perspectiva sociolaboral, supone la capacidad de las personas de mayor edad de permanecer integradas en el mercado de trabajo, en el que aportan su importante experiencia laboral y vital y aliviando los sistemas públicos de reparto de rentas.

Las motivaciones de este repunte en la tendencia de la participación de los varones mayores han recibido bastante atención en la literatura económica, encontrándose justificaciones que han operado tanto por el lado de la oferta como por el de la demanda.<sup>1</sup> La primera de estas dos perspectivas parece configurarse como la más relevante y es, en este sentido, la que mayor atención ha recibido en la literatura.

Como determinantes de la oferta operan las peculiaridades socio-laborales de cada trabajador: su edad, su estado civil, la salud, las cargas familiares, las peculiaridades de su formación, cualificación y experiencia laboral; además de estas, se encuentran en primera línea las características de la familia en las que este se integra. De entre todos estos elementos parecen adoptar un destacado papel dentro del colectivo que nos ocupa los siguientes.

En primer lugar, el cambio acaecido en los perfiles formativos de la población laboral de mayor edad parece ser una de las explicaciones más relevantes del alargamiento de la vida laboral de dichas cohortes. Los trabajadores más formados participan más en el mercado laboral, no sólo porque reciben mayores emolumentos sino también porque sus ocupaciones suelen necesitar de menores requerimientos físicos. Goldin y Katz 2007 ó Kuhn y Lozano 2008, ilustran, por ejemplo, este efecto para los Estados Unidos. Por su parte, Pérez y Carrascal 2010, constatan este deslizamiento para España donde el colectivo de varones casados con edades comprendidas entre los 55 y 64 años con formación no superior a la básica se redujo en 28,1 puntos porcentuales entre 1999 y 2009, creciendo el peso de los miembros de este grupo con formación superior en 11,3 puntos porcentuales en el referido periodo.

En segundo lugar, el estado de salud del colectivo laboral analizado parece tener importancia en su decisión de permanencia o retirada de la fuerza laboral, tal y como se pone de manifiesto en multitud de investigaciones, como Coile 2004a ó Schirle 2007. En España, Álvarez, Rodríguez y Romero 2002, ponen de manifiesto como los abandonos del empleo por enfermedad o discapacidad generan fundamentalmente

---

<sup>1</sup> Véase, por ejemplo, Maestas y Zissimopoulos 2010.

decisiones de jubilación, paso a otro tipo de inactividad, o la dedicación a labores del hogar en el caso de las mujeres.

En tercer lugar, se encuentran los elementos asociados a la mayor o menor facilidad con la que los sistemas de Seguridad Social permiten la retirada del mercado laboral, así como la generosidad de las pensiones y los recortes sufridos en las mismas en situaciones de jubilación anticipada. No obstante, y tal y como se desprende de los trabajos de Gustman and Steinmeier 2009 ó Blau y Goodstein 2010, los cambios acaecidos en los programas de la Seguridad Social estadounidense no parecen haber sido especialmente relevantes como para poder explicar la reversión en la tendencia de las series de participación de los varones mayores, al menos en el corto plazo. En España, por ejemplo, Peracchi, Boldrin y Jiménez-Martín 2002, analizan la influencia de los incentivos monetarios sobre la propensión a retirarse de los individuos, poniéndose también de manifiesto en los resultados como una importantísima parte de los comportamientos de retiro del mercado laboral no pueden ser explicados a través de dichos incentivos.

En cuarto y último lugar, una variable con potencial relevancia en la decisión de participación de los varones mayores es la decisión de participación de sus esposas o compañeras formales. Como resulta conocido, la tasa de actividad femenina ha experimentado un intenso repunte a lo largo de las últimas décadas, de forma que un colectivo tradicionalmente inactivo (las mujeres de mayor edad) cuenta ahora con una significativa tasa de participación. Pues bien, los modelos teóricos de determinación de la participación laboral nos hablan del llamado efecto '*ocio complementario*' o "*compartido*" que opera de manera especial en las parejas formalmente establecidas y que implica que la decisión de participación (retiro) laboral de uno de sus miembros puede inducir al miembro restante a un efecto reflejo.

De hecho, existe evidencia internacional de cómo los miembros de la pareja prefieren adoptar la decisión de retiro laboral de forma conjunta (Blau 1998, Maestas 2001, Coile 2004b, Chalmers y Milan 2005). Además, esta decisión parece operar de manera asimétrica, dado que la permanencia o retirada de la esposa de la fuerza laboral parece afectar nítidamente, y en igual sentido, a la decisión de su cónyuge varón, no siendo tan manifiesto el efecto opuesto (Gustman y Steinmeier 2000).

El trabajo de Schirle 2008 se centra, específicamente, en la valoración del mencionado efecto '*ocio complementario*' en tres países: EEUU, UK y Canadá. De acuerdo con el autor, este efecto explicaría entre la tercera parte y la mitad de los aumentos recientes de participación que se han producido en el colectivo de varones de mayor edad de esos países. Junto con esta variable, los cambios registrados en la estructura de edades de los varones de mayor edad así como el desplazamiento de los miembros esta cohorte a niveles formativos superiores, se configurarían como los tres elementos explicativos básicos del reciente repunte en la participación laboral de los varones mayores.

Siguiendo las pautas de Schirle, pretendemos en este trabajo analizar hasta qué punto el proceso de alargamiento de la presencia en la fuerza laboral del colectivo de varones de mayor edad, que ha operado claramente en muchos países desarrollados y en el conjunto español, puede extrapolarse a las diferentes Comunidades Autónomas españolas, así como la determinación de los factores explicativos diferenciales encontrados. Como hipótesis más específica, se pretende contrastar hasta qué punto el aumento de la tasa de actividad femenina de las últimas décadas, con sus peculiaridades regionales, ha determinado o no la decisión de alargar la permanencia en el mercado de trabajo de sus cónyuges varones, esto es, la relevancia del '*efecto ocio compartido*' en nuestro país y sus potenciales peculiaridades regionales.

El resto del trabajo se ordena de la manera siguiente. En el apartado 2 se ofrece una aproximación descriptiva de la evolución de la participación de los mayores en España y sus Comunidades Autónomas. En el 3 se discuten las líneas básicas de los modelos de participación laboral en el seno de la familia. El cuarto apartado se dedica a las estimaciones. El trabajo concluye con un epígrafe de conclusiones.

## **2.- EVOLUCIÓN DE LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LOS MAYORES DESDE MEDIADOS DE LOS NOVENTA**

Tal y como se pone de manifiesto en el trabajo de Schirle 2008, las tasas de participación de los hombres mayores de los Estados Unidos, el Reino Unido y Canadá han ido cayendo de forma sostenida a lo largo del siglo XX. Tomando en cuenta datos a partir del último cuarto de siglo, se observa como la tasa de actividad de los varones de entre 55 y 64 años cayó en EE.UU. 10 puntos porcentuales (entre 1976 y 1994), en 23 puntos porcentuales en el caso del Reino Unido (entre 1977 y 1995) y en 19 puntos porcentuales para Canadá (entre 1976 y 1995).

Un fenómeno de corte similar tuvo también lugar en nuestro país. De hecho, entre los cuartos trimestres de 1976 y 1995 la tasa de participación de los varones mayores cayó en España en 23,15 puntos porcentuales.

No obstante, desde mediados de la década de los noventa del siglo pasado, la referida pauta tiende a revertirse. En EE.UU. la tasa de actividad de la cohorte de edad considerada crece en 8 puntos porcentuales entre 1995 y 2005; en el mismo periodo el Reino Unido lo hace en 5 puntos porcentuales y Canadá en 8 puntos porcentuales.

En el caso de España la tasa de participación de los varones de 55 a 64 años también creció en el periodo 1995-2005, concretamente en 8,2 puntos porcentuales.

Debe apuntarse que, además de lo anterior, también se ha venido produciendo durante los últimos años un claro repunte en la participación laboral de las mujeres mayores. En los EE.UU., por ejemplo, la tasa de participación de este colectivo entre 1995 y 2005

creció en 7 puntos porcentuales; en 8 puntos porcentuales en el Reino Unido y en 13 puntos porcentuales en Canadá.

En el caso de España, la tasa de participación de las mujeres mayores creció durante la década considerada 10 puntos porcentuales.

Este fenómeno de incremento de la participación laboral de los mayores a lo largo de la última década para algunos países relevantes de la OCDE y España, también se ha puesto de manifiesto en otras áreas de la Unión Europea (UE), aunque con matices diferenciales, como se pone de manifiesto en la figura 1.

Si nos centramos en el caso español y en sus regiones, observamos como este repunte la participación de los varones de mayor edad parece haber sido también la pauta general.<sup>2</sup> En la figura 2 se aprecia la tendencia creciente de las series anuales de tasas de actividad de este colectivo para las diferentes regiones en el periodo 1996-2008. El fenómeno reseñado ha tenido lugar tanto para Comunidades Autónomas con elevados niveles de actividad iniciales (como Madrid o Canarias) pero también para otras regiones que partían de bajos niveles de participación para la cohorte analizada (como Asturias o Cantabria).

En la figura 3 se representa el cambio acaecido en la tasa de participación de los varones mayores en las regiones españolas con la posibilidad de efectuar comparaciones entre las posiciones iniciales y finales del periodo 1996-2008.

La distancia vertical a la línea roja punteada (que es la diagonal del gráfico) nos indica el cambio absoluto acaecido en la tasa de actividad entre los años extremos del periodo. De esta forma puede apreciarse como Cantabria (CAN) o Baleares (BAL), La Rioja (LRJ) y Cataluña (CAT) son las regiones más distantes de esta diagonal y, por tanto, aquellas en la que la tasa de participación de los varones mayores más creció entre los extremos del periodo considerado. También se aprecia como Galicia y Extremadura experimentaron recortes en la tasa de actividad de sus varones mayores, al desviarse de dicha diagonal en la dirección opuesta.

El gráfico también permite apreciar la situación inicial y final de las diversas Regiones con respecto de la referencia del conjunto nacional (marcado con unos ejes de color azul). Las Regiones del cuadrante NE (Madrid, Cataluña, Islas Canarias y Valencia) presentaban al principio y al final del periodo tasas mayores a la media nacional. Las del cuadrante SO, en cambio, presentaban antes y después tasas menores a la media. Se trata del grupo cuantitativamente mayor conformado por 8 Comunidades Autónomas. Los cuadrantes SE y NO son atípicos, en el sentido de que recogen Regiones que han

---

<sup>2</sup> Las series utilizadas en este apartado descriptivo corresponderán a los trabajadores de 55 y más años, procedentes de la Encuesta de Población Activa (EPA) que elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE). Una nota relevante que debe hacerse es que durante sus años de vigencia la EPA ha estado sometida a multiplicidad de cambios metodológicos. A pesar de ello, las apreciaciones generales que se pretenden obtener en este apartado siguen siendo válidas.

cambiado su posición con respecto a la media en el periodo considerado. En el primero de ellos se encuentra únicamente Galicia, con una tasa de actividad de la cohorte considerada 2,19 puntos porcentuales superior a la media en 1996, pero 4,47 puntos porcentuales menor en 2008. En el otro cuadrante se ubicaron Navarra, Murcia, La Rioja y Baleares, todas ellas bajo la media en 1996 y sobre ella en 2008.

Una información adicional la ofrece la diagonal verde que pasa por el punto representativo de la media nacional. Todos los puntos situados sobre ella representan Regiones en las que la tasa de actividad de nuestro colectivo creció más que dicha media y, en caso opuesto, si se sitúan por debajo. De nuevo, es la distancia vertical a dicha diagonal la que permite cuantificar dicho cambio. Por ejemplo, las Regiones ubicadas entre las líneas diagonales roja y verde aumentaron su tasa de participación, pero menos intensamente que la media nacional.

La línea negra continua que pasa por el punto representativo a la media es la una línea de regresión. Resulta interesante apreciar su crecimiento y el hecho de que no se desvía en demasía de la diagonal verde. Esto pone de manifiesto una importante inercia, en el sentido de que la mayor parte de las Regiones con tasas de actividad del colectivo altas al principio del periodo, las seguían manteniendo altas al final y viceversa. No obstante, el hecho de que dicha línea presente menos de 45 grados podría sugerir una cierta tendencia a la convergencia, esto es, las regiones con menores tasa al inicio han experimentado (en promedio) aumentos mayores a la media) y aquellas con mayores tasas iniciales han registrado crecimientos menores.

Tal y como se ha constatado a escala internacional, uno de los determinantes principales del aumento de la participación de los varones de mayor edad a partir de mediados de la década de los noventa ha sido el efecto complementariedad ante la incorporación de las mujeres de dicha cohorte de edad en el mercado laboral. Efectuamos a continuación una primera aproximación descriptiva a este efecto, dejando para apartados posteriores su análisis formal.

El panel inferior de la figura 2 representa la evolución de las tasas anuales de actividad de las mujeres de 55 y más años en las diversas Comunidades Autónomas españolas. El repunte de las mismas a lo largo de estos años constituye la tónica general.

Una mención especial requiere el caso de Galicia, una región tradicionalmente ha destacado por muy elevadas tasas de actividad femeninas, en todas las cohortes incluida la de mayor edad. Esta elevada participación se ha asociado a la estructura minifundista del campo gallego y al papel jugado allí por las mujeres. No obstante, la tasa no ha seguido la tendencia general de las regiones españolas, estancándose durante la mayor parte de los años del periodo considerado. En cambio, la participación de las mujeres mayores ha crecido de forma intensa en otras Comunidades que han presentado una intensa transferencia de ocupación a los servicios: Madrid, Cataluña, Baleares y Canarias.

Un último ejercicio de interés consiste en averiguar si ha existido una correlación positiva o no entre los aumentos de las tasas de participación masculina del grupo de trabajadores de mayor edad y la de las mujeres en las diferentes Regiones. Aunque se trata de una hipótesis que contrastaremos formalmente más adelante, quepa aquí esta intuición descriptiva. Con este propósito se ha elaborado la figura 4.

Los valores en abscisas informan sobre los puntos porcentuales en que ha crecido la participación masculina de mayor edad entre 1996 y 2008 y los de ordenadas de idéntica información pero para las mujeres.

Puede apreciarse como la mayor parte de los puntos indicativos de las diversas regiones se ubican sobre la diagonal roja del mismo, indicando que en ellas y durante el periodo considerado, los aumentos de la tasa de participación de las mujeres mayores superaron a los de los varones. Tan solo en Cantabria y La Rioja tuvo lugar el fenómeno opuesto.

La cruz azul indica los valores medios del conjunto español y se observa como la mayor parte de las Comunidades Autónomas se sitúan en los cuadrantes NE y SO de la misma, indicando una importante correlación positiva entre los aumentos de la tasa de participación de ambos sexos, esto es, aquellas regiones en las que la actividad de las mujeres mayores más creció fueron también aquellas en las que más lo hizo la de los varones, y viceversa. Además, los puntos que se escapan de esta pauta no se encuentran en demasía desviados del vértice. También se ha incorporado una línea de tendencia ajustada a la nube de puntos, cuya pendiente positiva apoya la idea de correlación positiva entre ambos crecimientos.

### **3.- MARCO TEÓRICO Y ESTRATEGIA EMPÍRICA**

La forma habitual de analizar las decisiones de oferta de trabajo dentro del ámbito de la economía laboral es el modelo neoclásico de elección entre consumo y horas de ocio-trabajo. El supuesto de que el tiempo disponible solamente se distribuye en dos usos: trabajo remunerado y ocio (que es simplemente el tiempo restante) ha sido considerado demasiado reduccionista. Pero aunque existen ya modelos seminales que amplían los usos del tiempo a tres: trabajo asalariado, trabajo en el hogar y ocio (Gronau, 1977), o incluso llevan a cabo una generalización aún mayor (Becker, 1965), lo cierto es que cuando se examinan cuestiones como la determinación de la oferta de trabajo en el seno familiar o las decisiones de retiro de la población activa, los modelos subyacentes suelen tomar el modelo neoclásico canónico de oferta de trabajo como referencia última. En este trabajo seguiremos esta tradición.

Una forma muy directa de ampliar el modelo neoclásico de elección de un trabajador al contexto familiar es considerar la unidad de decisión a la familia (es decir, existe una única función de utilidad que representa las preferencias de todo el hogar), que debe

maximizarse sujeta a las convencionales restricciones presupuestarias y de tiempo.<sup>3</sup> De forma compacta, se puede expresar el programa de optimización de la familia de la siguiente forma:

$$\max_{(C, H^H, H^W)} U(C, H^H, H^W) \quad (1)$$

$$s.a.: C \leq w^H H^H + w^W H^W + R^H + R^W \quad (2)$$

Donde  $C$  hace referencia al consumo de la familia,  $H$  recoge las horas de trabajo,  $w$  es el salario por hora y  $R$  es la renta no laboral. Los superíndices  $H$  y  $W$  se refieren al marido y a la mujer respectivamente.

El modelo definido por las expresiones (1) y (2) ha dado en llamarse “modelo unitario” y, además de las cuestiones habituales relativas a la agregación de preferencias, impone algunas restricciones (como la denominada “agrupación de rentas”) que los estudios empíricos rechazan.

Por estas razones se tiende a pensar que el denominado “modelo colectivo” es preferible. Este modelo considera funciones de utilidad diferentes para cada uno de los dos cónyuges:

$$U^H(C, H^H) \quad (3.a)$$

$$U^W(C, H^W) \quad (3.b)$$

La oferta de trabajo de cada cónyuge se obtiene de la maximización de de las expresiones (3.a) y (3.b) sujetas a la restricción (2). Sin entrar en detalles técnicos del procedimiento de resolución del programa matemático, hay que decir que una extensión del sistema (3) que se ha planteado en la literatura consiste en introducir directamente el ocio de un cónyuge (que, en este contexto analítico, es lo mismo que incluir las horas de trabajo y considerar que éstas son el tiempo disponible menos el tiempo de ocio) dentro de la función de utilidad del otro. De esta forma, podemos escribir el problema de la familia a través de las dos funciones de utilidad de los dos cónyuges:

$$U^H(C, H^H, H^W) \quad (4.a)$$

$$U^W(C, H^W, H^H) \quad (4.b)$$

que deben ser maximizadas teniendo en cuenta la restricción presupuestaria (2). Esta formulación permite considerar las posibles relaciones de complementariedad entre el ocio de los dos miembros de la familia.

Tomando como referencia analítica este enfoque, nos centramos en las decisiones de participación laboral de los individuos (esto es, dejamos a un lado la decisión del número de horas de trabajo) y seguimos la propuesta recogida en el trabajo de Schirle (2008) para guiar nuestro trabajo empírico. Se comienza asumiendo que las decisiones

---

<sup>3</sup> Para una revisión detallada de toda esta literatura puede consultarse el excelente trabajo de Blundell y MaCurdy (1999).



de oferta de trabajo de los maridos y de las mujeres se determinan conjuntamente. Desde esta perspectiva, se acepta que las decisiones de participación de ambos grupos pueden resumirse a través a dos variables latentes  $H^{H*}$  y  $H^{W*}$ , que pueden expresarse de la siguiente forma:

$$H_{it}^{H*} = U^H(C_{it}, H_{it}^H, A_{it}^H, H_{it}^W | H_{it}^H = 1) - U^H(C_{it}, H_{it}^H, A_{it}^H, H_{it}^W | H_{it}^H = 0) \quad (5.a)$$

$$H_{it}^{W*} = U^W(C_{it}, H_{it}^W, A_{it}^W, H_{it}^H | H_{it}^W = 1) - U^W(C_{it}, H_{it}^W, A_{it}^W, H_{it}^H | H_{it}^W = 0) \quad (5.b)$$

Donde las variables latentes recogen la diferencia de utilidad de los maridos ( $H$ ) y las mujeres ( $W$ ) cuando participan en el mercado de trabajo ( $H_{it}^H = 1$  y  $H_{it}^W = 1$ ) y cuando permanecen como inactivos laborales ( $H_{it}^H = 0$  y  $H_{it}^W = 0$ ). Lógicamente, los maridos toman la decisión de ser activos laborales cuando  $H_{it}^{H*} > 0$  y las mujeres cuando  $H_{it}^{W*} > 0$ . Como se puede observar en el sistema definido por (5), la utilidad del marido depende del nivel de consumo y participación laboral ( $C_{it}, H_{it}^H$ ). Se puede considerar que sus características personales ( $A_{it}^H$ ) y la situación de su mujer dentro de la fuerza laboral ( $H_{it}^W$ ) actúan como modificadores que afectan a sus preferencias sobre ocio y consumo. Una interpretación análoga puede hacerse para el caso de las esposas.

Llegados a este punto conviene aclarar que hay dos efectos teóricos que hacen depender la participación de los maridos de la decisión que toman sus mujeres. En primer lugar está el convencional efecto sobre la renta no laboral del marido que tiene la participación o no en el mercado de trabajo de su mujer. Si ésta no participa, la renta no laboral del marido se reduce y, si el ocio es un bien normal, la probabilidad de que el marido sea un activo laboral aumenta. En segundo lugar habría que mencionar el denominado “efecto del ocio compartido”. Este efecto predice que si existe complementariedad en el ocio de los dos cónyuges, la no participación de la mujer aumentaría la utilidad marginal del tiempo de ocio de su marido y haría menos verosímil su participación en el mercado de trabajo. Se deduce, pues que los dos efectos son de signo opuesto y es una cuestión empírica determinar cuál de ellos prevalece.

Para llevar a cabo la estimación del modelo especificamos una versión “empírica” del sistema (5) de acuerdo a la siguiente formulación:

$$H_{it}^{H*} = \mu^H H_{it}^W + A_{it} \beta^H + \omega_{it}^H \quad (6.a)$$

$$H_{it}^{W*} = A_{it} \beta^W + D_{it}^W \theta + \omega_{it}^W \quad (6.b)$$

En el conjunto de ecuaciones (6) utiliza una estrategia de identificación de la ecuación de los maridos (la que ecuación de interés para los fines de este trabajo) basada en la exclusión de la variable  $D_{it}^W$ . Esta variable recoge características de su mujer que no deberían afectar a las decisiones de su marido.<sup>4</sup> El parámetro de mayor interés es  $\mu^H$ . Si el efecto ocio compartido prevalece sobre el efecto renta, dicho parámetro debe ser positivo.

<sup>4</sup> En las siguientes secciones se explicará con más detalle el procedimiento de elaboración de esta variable.

#### **4.- ESTIMACIÓN DEL *EFECTO OCIO COMPLEMENTARIO* EN ESPAÑA Y SUS COMUNIDADES AUTÓNOMAS**

A fin de estimar la trascendencia que el *efecto ocio complementario* ha podido tener en España y sus Comunidades Autónomas estimamos en este apartado varios modelos de elección discreta (en versión uniecuacional y bivalente). Con posterioridad se plantea un análisis de descomposición de los cambios en la participación con el que se trata de identificar qué parte de los mismos se asocia a la evolución de las características personales de los varones de mayor edad y qué parte es consecuencia de los cambios en la participación de su cónyuge.

##### **4.1. Datos utilizados y características de la muestra**

La fuente empleada en las estimaciones y en los posteriores ejercicios de descomposición es la Encuesta de Población Activa (EPA) que publica el Instituto Nacional de Estadística (INE), concretamente los microdatos correspondientes a los segundos trimestres de los años 2005, 2006, 2007, 2008 y 2009. Esta base de datos proporciona información de características personales, características demográficas, nivel de educación y relación con la actividad de todos los trabajadores encuestados, permitiendo, además, identificar a los miembros del hogar así como la relación que existe entre ellos. En concreto hemos seleccionado al colectivo de hogares que cuentan con un varón cuya edad está comprendida entre los 55 y los 64 años y que convive con una pareja formal.

Las variables básicas que se han empleado en las estimaciones y algunas de sus características muestrales se ofrecen en cuadro 1. Se han tomado en consideración ambos extremos de la muestra y, además, se ha detallado los varones de mayor edad cuya compañera es activa y aquellos para los que no lo es.

Se puede comprobar como la tasa de actividad de los varones de más edad es sensiblemente superior cuando el cónyuge participa en el mercado de trabajo (15 puntos porcentuales superior). También se puede apreciar como la tasa de actividad de los varones no ha crecido sustancialmente entre 2005 y 2009. Además, el aumento se asocia únicamente a aquellos cuyo cónyuge participa en el mercado laboral. No obstante, las parejas femeninas de los varones de la muestra si han elevado en más de 10 puntos porcentuales su participación en el mercado de trabajo entre los dos años extremos de nuestra muestra.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> Tomando como referencia los años 1999 y 2009, la tasa de actividad de los varones de 55 a 64 años creció 8 puntos porcentuales, explicados también básicamente por el aumento de la participación de aquellos que contaban con una compañera activa. Por su parte, la tasa de actividad de las esposas de dicho colectivo creció entre ambos años casi 20 puntos porcentuales. Puede verse al respecto Pérez y Carrascal 2010.

Con respecto al resto de variables de la muestra también se observan algunos resultados interesantes. Se puede corroborar un crecimiento en el peso de los niveles de educación más elevados en detrimento de los menos formados para los varones de más edad durante la segunda parte de la década. También se comprueba una reducción en el número de hijos y un envejecimiento medio de la población (tanto de los varones como de sus parejas).

Este comportamiento que se observa en la participación de los varones españoles de más edad no es generalizable para todas las regiones españolas. En el cuadro 2 se presenta información de la tasa de actividad de los varones con edades comprendidas entre los 55 y los 64 años por Comunidades Autónomas y en función de la relación con la actividad de sus cónyuges. Cantabria, las dos Castillas, Galicia, País Vasco y La Rioja han sufrido una reducción de la tasa de actividad de los varones de más edad entre el primer y último año de la muestra, mientras que otras como Navarra o Extremadura se han mantenido prácticamente en el mismo nivel. En la situación contraria se encuentran Andalucía, Baleares, Madrid y Murcia donde el grupo objeto de estudio ha incrementado su participación en más de cuatro puntos porcentuales.

#### **4.2. Estimación del efecto ocio complementario**

Para obtener los efectos de la actividad del cónyuge sobre la decisión de participar de los varones de más edad se procede a realizar un análisis doble a través de la aplicación de un modelo probit simple y uno bivalente. En el probit básico la variable dependiente es una dummie que toma el valor 1 cuando el varón con pareja y edad comprendida entre los 55 y 64 años participa en el mercado de trabajo. Para obtener esa estimación se incluyen regresores que miden la cualificación del trabajador, su edad, el número de hijos, la participación en el mercado laboral de la pareja y una batería de variables ficticias anuales.

Los resultados de esta primera estimación se recogen en las dos primeras columnas del cuadro 3. En primer lugar se comprueba que todas las variables son altamente significativas, sobre todo la edad y la participación del cónyuge. Los resultados muestran que los varones de más edad participan más si también lo hace la pareja y cuando el número de hijos crece. Sin embargo reducen su participación con la edad y cuando su nivel de cualificación es menor.

Las dos últimas columnas del cuadro 3 se obtienen como resultado de estimar la participación de los varones de más edad a través de un probit bivalente. En este caso se utilizan simultáneamente las ecuaciones de participación de los varones y la de sus parejas tal y como aparecen reflejadas en las ecuaciones 3 y 4. Los resultados vuelven a confirmar lo que ya se preveía en el probit simple con los mismos signos y significación de las variables. Es decir, los varones españoles de más edad participan más en el mercado de trabajo cuantos menos años tengan, cuanto mayor sea su formación y número de hijos y cuando también lo hace la pareja.

En relación a la regresión accesoria sobre la actividad del cónyuge, las variables que se incluyen son las mismas que para la tasa de actividad del varón con una salvedad. Se ha introducido una variable nueva que es la diferencia de edad entre la mujer y el hijo mayor, esta variable permite recoger aspectos culturales de la mujer que pueden afectarle exclusivamente a ella a la hora de participar y no al marido. De esta manera se consigue una restricción de exclusión que permite ayudar a la identificación del modelo.<sup>6</sup> Los signos de esta estimación también están en la línea de lo que podríamos esperar. Las parejas de los varones aumentan su participación en el mercado cuando tienen menos años y cuando su cualificación es alta y la reducen cuando crece el número de hijos.

A la vista de los resultado obtenidos se confirma la existencia de un *efecto ocio compartido* que hace que la participación de las mujeres genera una mayor tasa de actividad en sus maridos. Para confirmar que este resultado se mantiene de forma robusta a nivel regional, se repite el análisis anterior para las 17 Comunidades Autónomas españolas. En el cuadro 4 se recoge la información más relevante de estas estimaciones a través del coeficiente de la variable tasa de actividad del cónyuge para todas las divisiones territoriales. Al igual que ocurría antes, se ha realizado una doble estimación a través de un probit básico y otro bivariante con el fin de dotar de mayor robusted a los resultados.

A la vista de los datos mostrados en el cuadro 4 se confirma la hipótesis del ocio compartido para las 17 Comunidades Autónomas. Todas ellas presentan un valor positivo y significativo de la variable tasa de actividad de la pareja. Únicamente Baleares, Murcia y Navarra presentan algún problema de significación cuando se estima a través del probit bivariante, seguramente asociado al número de datos disponible para las mismas.

### **4.3. Descomposición de los efectos.**

Una vez comprobado el efecto significativo de la tasa de actividad del cónyuge y de las características de la mano de obra sobre la participación de los varones de más edad, el siguiente paso es desagregar el efecto de cada uno de los componentes. Para ello se plantea un análisis de descomposición de los cambios en la participación que pretende identificar que parte se debe a la evolución de las características de la mano de obra y que parte es consecuencia de los cambios en la participación del cónyuge.

Esta descomposición en la línea del trabajo de Schirle 2008, se basa en la descomposición para modelos no lineales planteada por Di Nardo et al. 1996. De acuerdo con estos trabajos, la probabilidad de que un varón con cónyuge participe en el mercado de trabajo en el año 2005 puede presentarse de la siguiente manera:

---

<sup>6</sup> Desde un punto de vista teórico, cuando se emplean modelos no lineales, la forma funcional puede permitir la identificación, pero normalmente en la literatura se recurre a la utilización de restricciones de exclusión.

$$\begin{aligned}
P_{05}(L^M = 1) &= \sum_{x^M} \sum_{L^F} P_{05}(L^M = 1, X^M = x^M, L^F = l^F) = \\
&= \sum_{x^M} \sum_{L^F} P_{05}(L^M = 1 / X^M = x^M, L^F = l^F) \times P_{05}(X^M = x^M / L^F = l^F) \times P_{05}(L^F = l^F)
\end{aligned}$$

Donde los superíndices  $M$  y  $F$  indican que los datos se refieren al varón o a la mujer respectivamente.  $X$  recoge el conjunto de características de la mano de obra.  $L$  es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el entrevistado participa en el mercado de trabajo. Mientras que los subíndices representan el año al que nos estamos refiriendo. De acuerdo con esa notación, y a partir del trabajo de Di Nardo et al (2006), se puede identificar la participación de los varones en el primer año suponiendo que las características de la mano de obra pasan a ser las que existen en 2009.

$$\begin{aligned}
P_{05}^{X_{09}}(L^M = 1) &= \sum_{x^M} \sum_{L^F} P_{05}(L^M = 1 / X^M = x^M, L^F = l^F) \times P_{09}(X^M = x^M / L^F = l^F) \times P_{05}(L^F = l^F) \\
&= \sum_{x^M} \sum_{L^F} P_{05}(L^M = 1 / X^M = x^M, L^F = l^F) \times \delta_{x^M/L^F} P_{05}(X^M = x^M / L^F = l^F) \times P_{05}(L^F = l^F)
\end{aligned}$$

Donde:

$$\begin{aligned}
\delta_{x^M/L^F} &= \frac{P_{09}(X^M = x^M / L^F = l^F)}{P_{05}(X^M = x^M / L^F = l^F)} = \frac{P(X^M = x^M / L^F = l^F, T = 09)}{P(X^M = x^M / L^F = l^F, T = 05)} \\
&= \frac{P(T = 09 / X^M = x^M, L^F = l^F) / P(T = 09 / L^F = l^F)}{P(T = 05 / X^M = x^M, L^F = l^F) / P(T = 05 / L^F = l^F)}
\end{aligned}$$

De esta manera obtenemos una distribución contrafactual que proporciona la actividad de los varones próximos a la jubilación en el primer año de la muestra, si las características de los trabajadores fueran las del final y la tasa de actividad de la mujer fuera también la del primer año estudiado.

$P(T = i / X^M = x^M, L^F = l^F)$  se puede obtener a través de un logit o un probit realizado para un pool de datos compuesto por los dos años implicados, donde la variable dependiente toma el valor 1 en año calculado y las variables explicativas son dicotómicas que indican la edad, la educación y la relación con la actividad del cónyuge. Por su parte  $P(T = i / L^F = l^F)$  se obtiene a través de un probit similar al de antes donde la única variable explicativa es la relación con la actividad del cónyuge.

De forma similar se puede conseguir la estimación de la participación de los varones de más edad cuanto, tanto las características como la participación en el mercado laboral del cónyuge se cambian por los valores del último año de la muestra.

$$\begin{aligned}
P_{05}^{X^{09}L^{09}}(L^M = 1) &= \sum_{X^M} \sum_{L^F} P_{05}(L^M = 1 / X^M = x^M, L^F = l^F) \times P_{09}(X^M = x^M / L^F = l^F) \times P_{09}(L^F = l^F) \\
&= \sum_{X^M} \sum_{L^F} P_{05}(L^M = 1 / X^M = x^M, L^F = l^F) \times \delta_{x^M/l^F} P_{05}(X^M = x^M / L^F = l^F) \times \delta_{l^F} P_{05}(L^F = l^F)
\end{aligned}$$

Donde:

$$\delta_{L^F} = \frac{P_{09}(L^F = l^F)}{P_{05}(L^F = l^F)} = \begin{cases} P_{09}(L^F = 1) / P_{05}(L^F = 1) & \text{if } L^F = 1 \\ P_{09}(L^F = 0) / P_{05}(L^F = 0) & \text{if } L^F = 0 \end{cases}$$

Así se consigue la distribución contrafactual de la actividad de los varones con edad entre 55 y 65 en 2005 cuando, tanto las características como la tasa de actividad de sus cónyuges, se refieren a valores que presentan en el último año de la muestra.

Por lo tanto nuestro objetivo es obtener los valores de las ponderaciones ( $\delta_{X^M/L^F}$  y  $\delta_{L^F}$ ) con el fin de calcular unas medias ponderadas de esas distribuciones contrafactuales.

$$\begin{aligned}
\hat{P}_{05}^{X^{09}L^{09}}(L^M = 1) &= \frac{\sum_i \omega_{it} f(X_{it}^M \hat{\beta} + \hat{\phi} L_{it}^F)}{\sum_i \omega_{it}} & \hat{P}_{05}^{X^{09}}(L^M = 1) &= \frac{\sum_i \omega_{it} \hat{\delta}_{X^M/L^F} f(X_{it}^M \hat{\beta} + \hat{\phi} L_{it}^F)}{\sum_i \omega_{it} \hat{\delta}_{X^M/L^F}} \\
\hat{P}_{05}^{X^{09}L^{09}}(L^M = 1) &= \frac{\sum_i \omega_{it} \hat{\delta}_{X^M/L^F} \hat{\delta}_{L^F} f(X_{it}^M \hat{\beta} + \hat{\phi} L_{it}^F)}{\sum_i \omega_{it} \hat{\delta}_{X^M/L^F} \hat{\delta}_{L^F}}
\end{aligned}$$

Donde  $f$  es la función de una distribución normal que puede corresponder a una estimación probit o biprobit, y  $\omega_{it}$  las ponderaciones proporcionadas por la muestra. Comparando esas distribuciones podremos identificar que parte del cambio en la tasa de actividad se debe a que la mano de obra es distinta y que otra es causada por el aumento de la participación de los cónyuges en el mercado.

En el cuadro 5 se muestra los resultados de la descomposición para diferencia en la predicción media de participación de los varones con edades comprendidas entre los 55 y los 64 años. Los resultados ponen de manifiesto que esa diferencia se vería más que compensada con el incremento experimentado por la tasa de actividad de la pareja. Sin embargo la evolución seguida por las características de la mano de obra ha tenido el efecto contrario. Entrando más al detalle de los datos, con la estimación probit se aprecia que la tasa de actividad se ha incrementado 1,6 puntos porcentuales entre 2005 y 2009, sin embargo la evolución de las características explicaría una reducción de 1,2 puntos porcentuales. Es decir, el envejecimiento de la población y la reducción del número de hijos que experimentan los varones de estas edades explicaría un nivel participación algo menor en el año final de la muestra. Por otro lado, la evolución de la participación de la pareja explicaría un incremento de 1,7 puntos porcentuales en la

actividad de los varones. Por lo tanto queda cerca de un punto porcentual que podemos considerar inexplicado y que indica que unas mismas características no influyen de la misma manera en los dos años comparados, es decir que los coeficientes de las variables han cambiado a lo largo del tiempo.

Si nos fijamos en el caso del probit bivariante las conclusiones son similares, lo que ocurre es que ahora el efecto de la participación del cónyuge es superior y compensa totalmente tanto la diferencia inicial como la reducción de actividad que generarían los cambios experimentados por la mano de obra.

Siguiendo la misma lógica que en el apartado anterior ahora deberíamos presentar la descomposición para todas las comunidades autónomas españolas, sin embargo no lo haremos a fin de no ser prolijo en el análisis, simplemente confirmar el efecto positivo de la participación en todas ellas. Y que ese efecto positivo compensa en mayor o menor medida la reducción en la participación ocasionada por la evolución de las características de los trabajadores analizados.

## 5.- CONCLUSIONES

A lo largo de la última década se ha detectado en varios países de nuestro entorno un incremento de la participación laboral de los varones de mayor edad (55 a 64 años). En este sentido, el objetivo central de este trabajo ha sido analizar cómo ha operado este fenómeno, así como sus determinantes, a escala de España y sus regiones.

Detrás del aumento (o, en su caso mantenimiento) de las tasas de participación de esta cohorte parece mostrarse como muy relevante la mejora en sus logros académicos, así como el de las mujeres con las que comparten hogar. En sentido contrario operarían el envejecimiento medio de este grupo de población, así como la reducción del número de hijos en el hogar.

Además de lo anterior, el efecto esencial que se ha pretendido contrastar en este trabajo es el denominado *efecto ocio complementario o compartido*. Según este efecto, los importantes incrementos en las tasas de participación de las mujeres con las que el colectivo de varones mayores comparte hogar habrían influido determinadamente en la permanencia de los mismos en el mercado laboral.

Utilizando una muestra de microdatos procedente de la Encuesta de Población Activa hemos estimado modelos probit uniecuacionales y bivariantes para determinar la relevancia y magnitud de este efecto. De acuerdo con los resultados obtenidos, el efecto *ocio compartido* ha sido determinante a la hora de explicar el comportamiento de las tasas de participación de los varones de mayor edad tanto en el conjunto nacional como para las diferentes Comunidades Autónomas españolas.

Descomponiendo los cambios acaecidos en la tasa de actividad de los varones mayores entre los extremos de nuestra muestra (2005 y 2009) observamos como el aumento de la

actividad de sus esposas (efecto ocio compartido) ha sido, justamente, el responsable del ligero repunte de la misma, dado que los cambios asociados a las características personales de los mismos habrían inducido una reducción de su participación en el periodo considerado. El efecto es, además, generalizable, a la mayor parte de las Comunidades Autónomas españolas.

Así pues, parece recomendable la necesidad de articular políticas dedicadas a la globalidad de la unidad familiar si se pretende fomentar un envejecimiento activo en relación a la no desvinculación temprana del mercado de trabajo de las personas en el último tramo de edad laboral.

## **BIBLIOGRAFÍA**

Álvarez, S., J. Prieto, y D. Romero. (2002). “Estado de salud y participación laboral de las personas mayores”. *Cuadernos aragoneses de economía* 12, nº 2: 271-292.

Becker, G. S. (1965): “A theory of the allocation of time”, *Economic Journal*, 75, 493-517.

Blau, D.M. (1998). “Labor force dynamics of older married couples”. *Journal of Labor Economics* 16, no. 3: 595–629.

Blau, D.M., and R.M. Goodstein. (2010). “Can Social Security Explain Trends in Labor Force Participation of Older Men in the United States?” *Journal of Human Resources* 45, no. 2:328-363.

Blundel, R. y MaCurdy, T. (1999): “Labor supply: a review of alternative approaches” en Ashenfelter, O. y Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A , cap. 27, Amsterdam: Elsevier Science.

Chalmers, L., and A. Milan. (2005). “Marital satisfaction during the retirement years.” *Canadian Social Trends* 76 (Statistics Canada Catalogue no. 11-008): 14–17.

Coile, C. (2004a). *Health shocks and couples’ labor supply decisions*. *NBER Working Paper no. 10810*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Coile, C. (2004b). “Retirement incentives and couples’ retirement decisions”. *Topics in Economic Analysis and Policy* 4, no. 1: 1–28.

DiNardo, J., N. Fortin, y T. Lemieux. (1996). “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach”. *Econometrica*, 64:1001-1044.

Goldin, C., and L.F. Katz. (2007). “Long-Run Changes in the Wage Structure: Narrowing, Widening, Polarizing”. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 135-167.



Gronau, R. (1977): “Leisure, home production and work – the theory of the allocation of time revisited”, *Journal of Political Economy*, 85 (6), 1099-1123.

Gustman, A., and T.L. Steinmeier. (2000). “Retirement in dual career families: A structural model”. *Journal of Labor Economics* 18, no.3: 503–45.

Gustman, A., and T.L. Steinmeier. (2009). “How Changes in Social Security Affect Recent Retirement Trends”. *Research on Aging* 31, no.2: 261-290.

Kuhn, P., and F. Lozano. (2008). “The expanding workweek? Understanding trends in long work hours among U.S. men, 1979–2004”. *Journal of Labor Economics* 26, no. 2: 39–57.

Maestas, N. (2001). *Labor, Love & Leisure: Complementarity and the Timing of Retirement by Working Couples*, mimeo, UC Berkeley, Department of Economics, 2001.

Maestas, N., and J. Zissimopoulos. (2010). “How Longer Work Lives Ease the Crunch of Population Aging”. *Journal of Economic Perspectives*, 24(1): 139–60.

Peracchi F., M. Boldrin, y S. Jiménez-Martín. (2002). “Micro-Modelling of retirement behavior in Spain”. *Papeles de trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*. Serie economía, no 14: 7-86.

Pérez, C., y U. Carrascal. (2010). *Determinantes de la participación laboral de los hombres mayores en Castilla y León*. III Congreso Nacional sobre Mercado de Trabajo y Relaciones Laborales, Palencia. Mimeo.

Schirle, T. (2007). *Health, pensions, and the retirement decision: Evidence from Canada*. Working Paper no. 2007-02 EC, Department of Economics, Wilfrid Laurier University.

Schirle, T. (2008). “Why Have the Labor Force Participation Rates of Older Men Increased since the Mid-1990s?” *Journal of Labor Economics*, no.26(4): 549-594.

## CUADROS Y FIGURAS

### CUADRO 1

Características de los varones con pareja y edad comprendida entre 55 y 64 años

	Todos		Mujer Activa		Mujer Inactiva	
	2005	2009	2005	2009	2005	2009
<b>tasa de participación</b>	0,645	0,661	0,751	0,755	0,591	0,587
<b>Edad</b>	57,31	57,45	56,78	56,95	57,57	57,83
<b>Básicos</b>	51,96	42,74	56,49	35,37	43,05	48,53
<b>Pre-secundaria</b>	17,72	21,87	18,19	20,96	16,8	22,59
<b>Secundaria</b>	11	14,59	9,82	16,39	13,32	13,17
<b>Estudios</b>						
<b>Grado superior</b>	4,87	5,78	4,85	6,46	4,91	5,26
<b>Universidad</b>	13,58	13,52	10,28	18,37	20,08	9,72
<b>Postgrado</b>	0,87	1,49	0,38	2,45	1,84	0,74
<b>N° hijos</b>	1,2	0,99	1,29	1,06	1,16	0,94
<b>N° hijos menores</b>	0,07	0,07	0,10	0,10	0,06	0,05
<b>Participación del cónyuge</b>	0,337	0,440				

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (INE)

**CUADRO 2**

Tasa de actividad de los varones con edades entre 55 y 65 por año y Comunidad Autónoma

	2005			2006			2007			2008			2009		
	Conyuge			Conyuge			Conyuge			Conyuge			Conyuge		
	Inactiva	Activa	Total	Inactiva	Activa	Total	Inactiva	Activa	Total	Inactiva	Activa	Total	Inactiva	Activa	Total
<b>Andalucía</b>	0,541	0,664	0,572	0,533	0,706	0,579	0,525	0,721	0,587	0,528	0,710	0,587	0,547	0,730	0,614
<b>Aragón</b>	0,640	0,802	0,690	0,602	0,760	0,660	0,603	0,793	0,680	0,667	0,797	0,725	0,612	0,799	0,703
<b>Asturias</b>	0,428	0,738	0,517	0,450	0,681	0,530	0,388	0,712	0,487	0,428	0,690	0,514	0,429	0,747	0,549
<b>Baleares</b>	0,623	0,756	0,675	0,636	0,815	0,737	0,581	0,763	0,674	0,646	0,743	0,695	0,677	0,751	0,717
<b>Canarias</b>	0,627	0,707	0,655	0,603	0,771	0,664	0,598	0,775	0,667	0,578	0,736	0,642	0,645	0,755	0,692
<b>Cantabria</b>	0,524	0,690	0,580	0,506	0,708	0,576	0,479	0,717	0,569	0,505	0,753	0,601	0,464	0,699	0,558
<b>Castilla y León</b>	0,599	0,782	0,657	0,589	0,788	0,659	0,524	0,800	0,623	0,582	0,744	0,646	0,526	0,754	0,620
<b>Castilla La Mancha</b>	0,690	0,805	0,717	0,656	0,801	0,693	0,673	0,815	0,716	0,639	0,801	0,689	0,630	0,739	0,666
<b>Cataluña</b>	0,593	0,780	0,672	0,650	0,803	0,716	0,640	0,761	0,696	0,676	0,823	0,749	0,565	0,793	0,687
<b>C.Valenciana</b>	0,660	0,744	0,688	0,584	0,746	0,642	0,595	0,742	0,649	0,657	0,783	0,703	0,654	0,749	0,696
<b>Extremadura</b>	0,541	0,746	0,596	0,509	0,745	0,574	0,528	0,783	0,616	0,568	0,782	0,638	0,550	0,698	0,599
<b>Galicia</b>	0,511	0,742	0,607	0,521	0,695	0,596	0,487	0,700	0,585	0,533	0,684	0,600	0,511	0,670	0,591
<b>Madrid</b>	0,630	0,767	0,681	0,624	0,827	0,702	0,619	0,846	0,713	0,649	0,822	0,721	0,695	0,813	0,748
<b>Murcia</b>	0,612	0,709	0,641	0,603	0,675	0,628	0,580	0,721	0,625	0,604	0,738	0,656	0,648	0,741	0,682
<b>Navarra</b>	0,586	0,782	0,662	0,555	0,782	0,643	0,682	0,729	0,702	0,601	0,722	0,645	0,568	0,758	0,662
<b>País Vasco</b>	0,550	0,794	0,626	0,510	0,766	0,600	0,559	0,708	0,618	0,526	0,734	0,613	0,541	0,668	0,593
<b>La Rioja</b>	0,719	0,810	0,748	0,618	0,863	0,707	0,562	0,817	0,649	0,680	0,791	0,723	0,600	0,796	0,692
<b>Total</b>	<b>0,591</b>	<b>0,751</b>	<b>0,645</b>	<b>0,581</b>	<b>0,767</b>	<b>0,648</b>	<b>0,573</b>	<b>0,761</b>	<b>0,646</b>	<b>0,598</b>	<b>0,768</b>	<b>0,666</b>	<b>0,587</b>	<b>0,755</b>	<b>0,661</b>

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (INE)

**CUADRO 3**

Estimación de la tasa de actividad de los varones de 55 a 64 años

	<b>Probit</b>		<b>Probit Bivalente</b>	
	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico z</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico z</b>
<b>Actividad Varón</b>				
<b>Actividad cónyuge</b>	0,357	20,18	0,753	13,6
<b>Básicos</b>	-0,996	-8,11	-0,839	-6,84
<b>Pre-secundaria</b>	-0,877	-7,08	-0,744	-6,06
<b>Secundaria</b>	-0,969	-7,77	-0,857	-6,94
<b>Grado superior</b>	-1,007	-7,95	-0,895	-7,12
<b>Universidad</b>	-0,728	-5,83	-0,665	-5,44
<b>Edad</b>	-0,146	-43,08	-0,135	-35,31
<b>Nº de hijos</b>	0,109	12,4	0,098	10,99
<b>Constante</b>	9,442	39,46	8,548	30,88
<b>Actividad cónyuge</b>				
<b>Dif. Hijo mayor</b>			-0,005	-4,53
<b>Básicos</b>			-1,853	-12,41
<b>Pre-secundaria</b>			-1,674	-11,19
<b>Secundaria</b>			-1,293	-8,59
<b>Grado superior</b>			-1,107	-7
<b>Universidad</b>			-0,751	-4,96
<b>edadpareja</b>			-0,054	-26,28
<b>Nhijo</b>			-0,041	-3,09
<b>_cons</b>			4,328	23,69

\*En todas las estimaciones se incluyen dummies anuales como controles del modelo.

**CUADRO 4**

Coeficiente de la tasa de actividad del cónyuge por Comunidad Autónoma

	<b>Probit</b>		<b>Probit Bivariante</b>	
	<b>Coeficiente</b>	<b>Estadístico z</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Estadístico z</b>
<b>Andalucía</b>	0,3480	8,60	0,4126	3.15
<b>Aragón</b>	0,3516	4,72	0,7898	2.81
<b>Asturias</b>	0,6795	8,22	0,5945	2.20
<b>Baleares</b>	0,2740	2,88	0,2186	0.61
<b>Canarias</b>	0,2852	4,18	0,7419	4.05
<b>Cantabria</b>	0,3848	4,32	0,6046	2,64
<b>Castilla y León</b>	0,4257	8,12	0,6306	4,24
<b>Castilla La Mancha</b>	0,2908	4,40	0,3710	1,99
<b>Cataluña</b>	0,3050	5,95	0,9683	6,95
<b>Comunidad Valenciana</b>	0,2477	4,16	0,9086	4,50
<b>Extremadura</b>	0,4320	5,24	0,9877	3,60
<b>Galicia</b>	0,4126	7,80	0,9668	4,12
<b>Madrid</b>	0,3947	5,59	0,7997	4,00
<b>Murcia</b>	0,2759	3,04	0,4195	1,06
<b>Navarra</b>	0,1904	1,76	0,6043	1,55
<b>País Vasco</b>	0,2954	4,38	0,8629	5,16
<b>La Rioja</b>	0,3950	3,09	1,5519	6,28

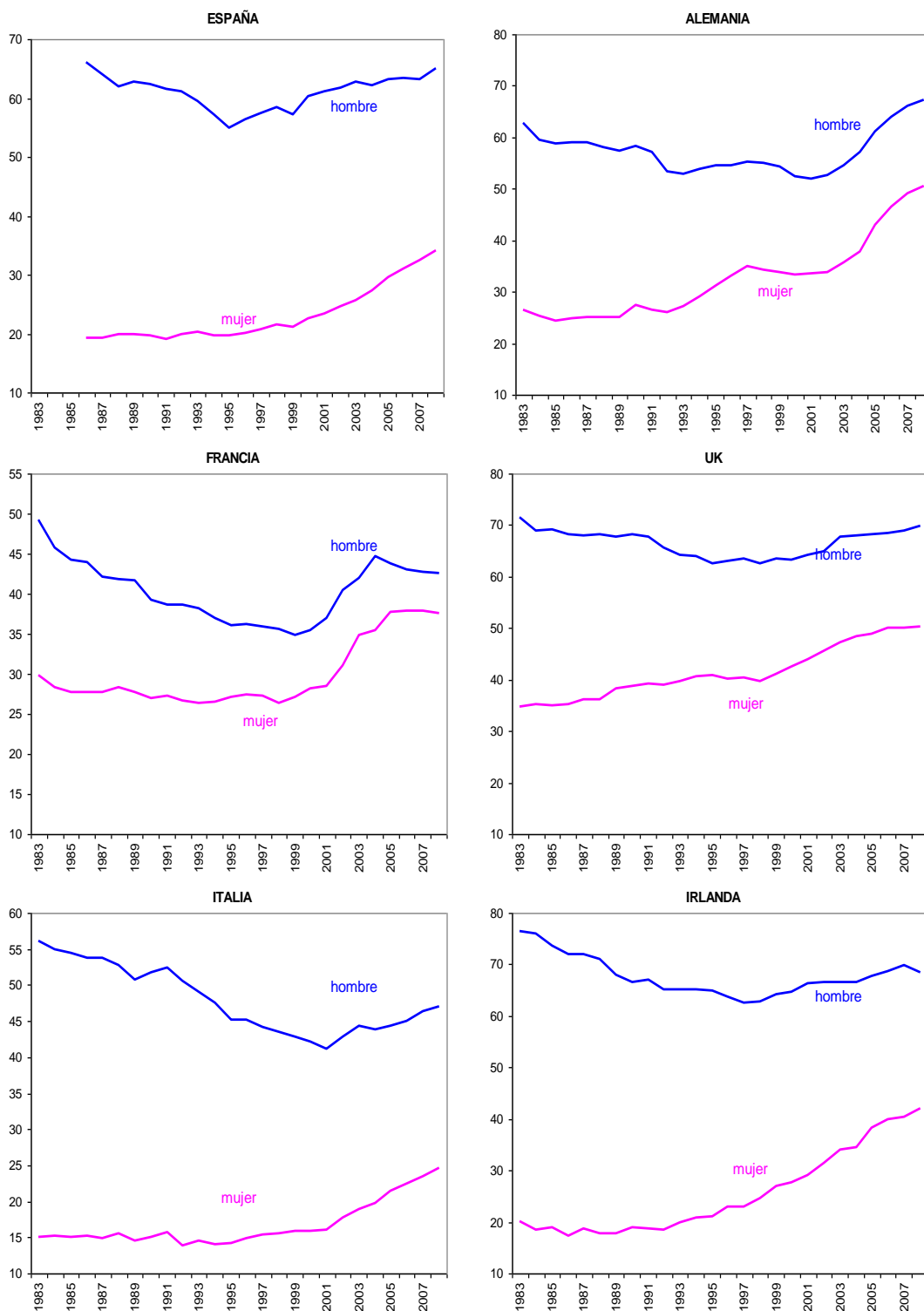
**CUADRO 5**

Descomposición de la diferencia en la participación para los varones

	<b>Probit</b>	<b>Probit Bivariante</b>
<b>Predicción 05</b>	0,645	0,639
<b>Predicción 09</b>	0,661	0,650
<b>Diferencia</b>	0,016	0,011
<b>Cambio en características</b>	-0,012	-0,011
<b>Cambio en participación cónyuge</b>	0,017	0,025
<b>Inexplicada</b>	0,011	-0,003

### FIGURA 1

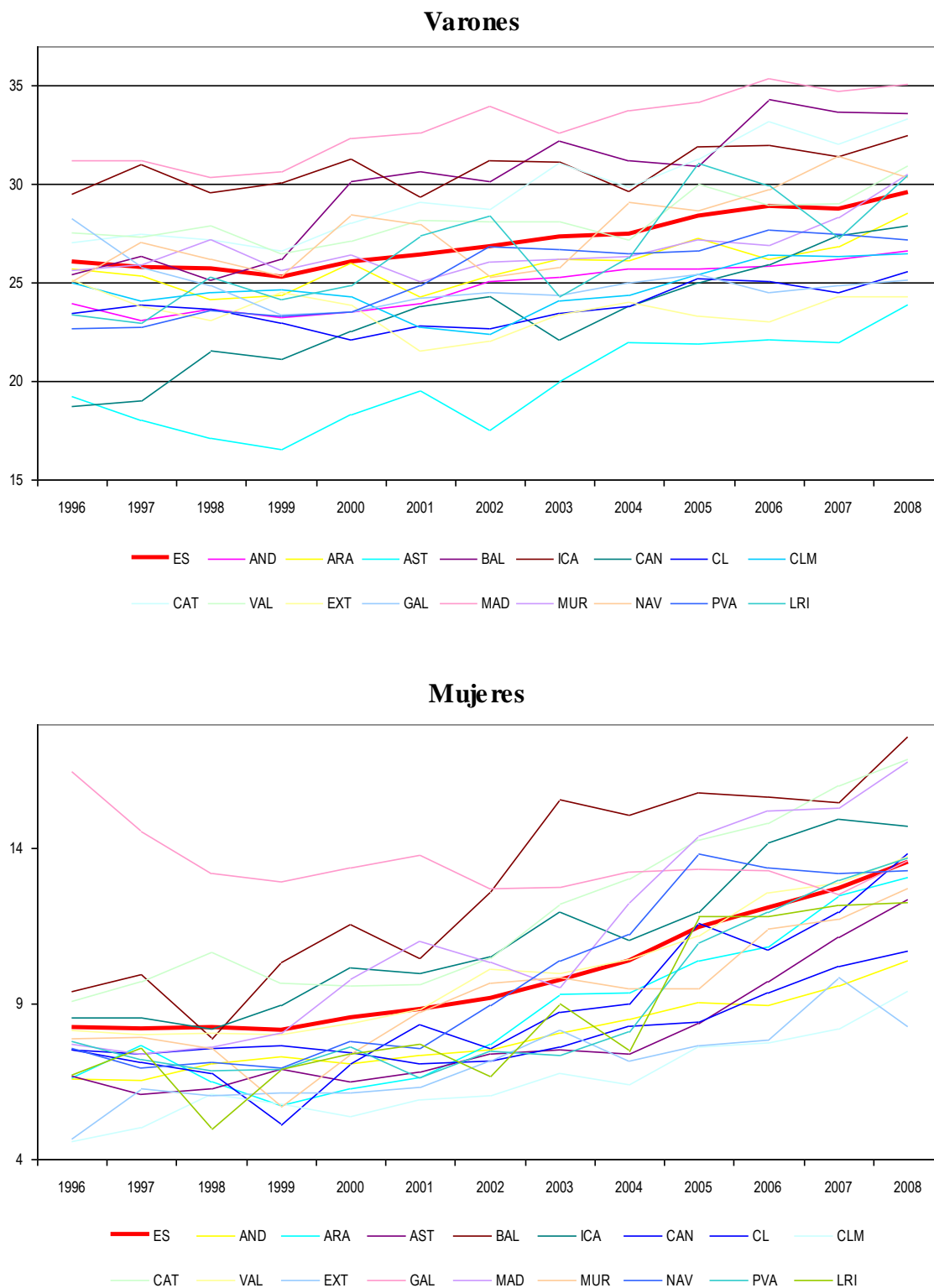
Evolución de la tasa de actividad de los varones y mujeres de 55-64 años hasta 2008 España y otros países seleccionados de la UE



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de EUROSTAT

**FIGURA 2**

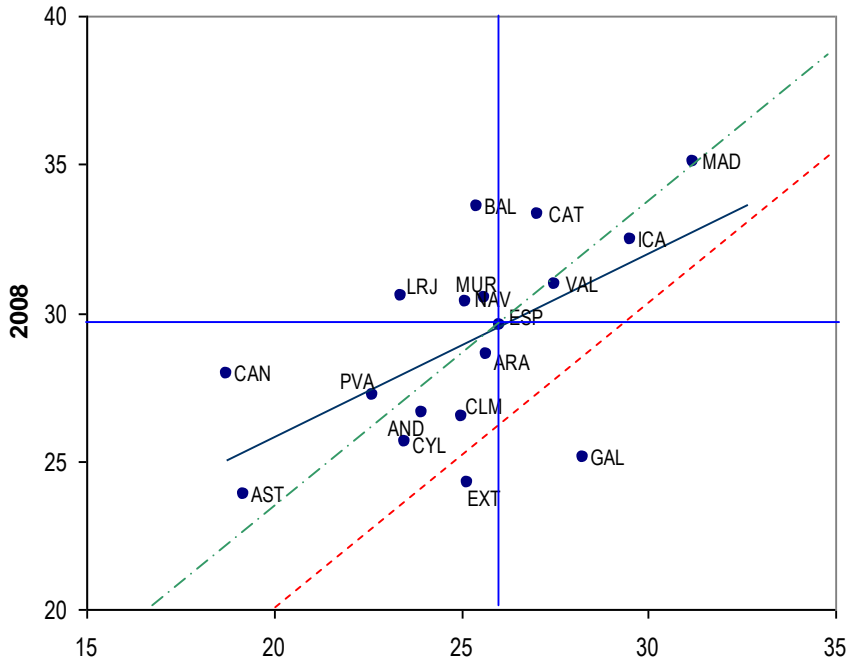
Evolución de la tasa de actividad de los varones y mujeres de 55 y más años, 1996-2008  
España y Comunidades Autónomas



**Fuente:** Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (INE)

### FIGURA 3

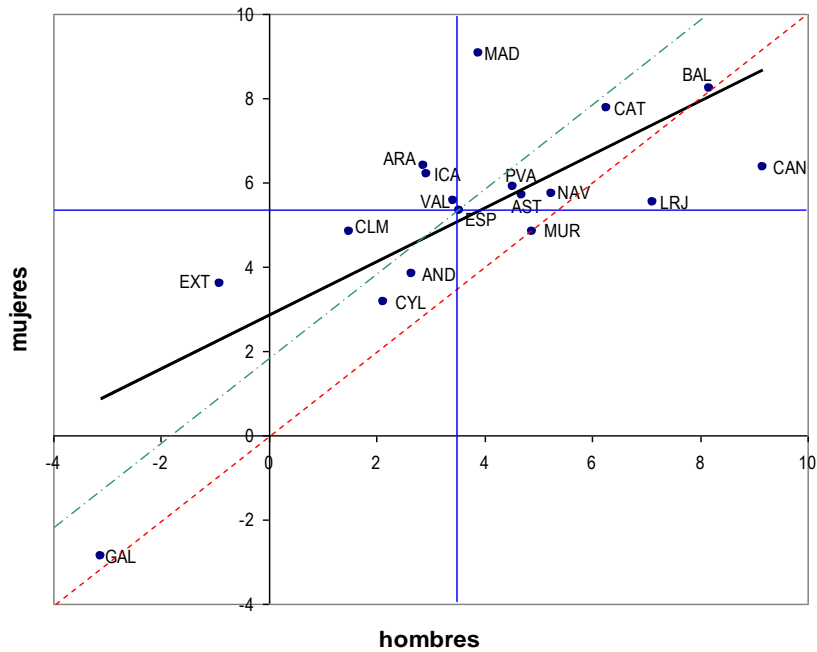
Disposición de las tasa de actividad de los varones de 55 y más años en 1996 y 2008  
CC.AA. Españolas



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (INE)

### FIGURA 4

Disposición de los aumentos en las tasas de actividad de los varones y mujeres mayores, 1996-2008. CC.AA. Españolas



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (INE)