

XIV Encuentro de Economía Pública
(Santander, 1 y 2 de Febrero de 2007)

**“ANÁLISIS DE LA DESIGUALDAD DE LA RENTA Y LA SALUD DESDE LA
PERSPECTIVA DE GÉNERO”**

Versión Enero 2007

Marta Pascual

Departamento de Economía. Universidad de Cantabria

Avda. de los Castros s/n. Santander 39005.

Tel: +34-942-201628/ +34-942-201625. Fax: +34-942-201603

E-mail: pascualm@unican.es

Resumen

En la literatura económica podemos encontrar diversas teorías y estudios cuyo objetivo principal es la determinación de los factores que condicionan o influyen en la distribución personal de la renta y en las desigualdades en salud. Así, el género de los individuos parece ser un factor clave en ambos casos. En España, al igual que en otros países, los ingresos medios de las mujeres son inferiores a los de los hombres pero la salud es mejor en las mujeres que en los hombres. Este hecho no sólo se debe a factores hereditarios. En este trabajo, se analiza la relación entre la desigualdad de la renta en España y su relación con las desigualdades en salud desde la perspectiva de género. Para ello, se utilizarán los datos más recientes posibles del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) y la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) para España así como otros indicadores agregados.

Palabras Clave: Desigualdad de la renta, desigualdades en salud, PHOGUE, ECV.

Clasificación JEL: D31; D63; I12.

1. INTRODUCCIÓN

Durante los últimos años, los diferentes poderes públicos han creado una concienciación social para equilibrar las desigualdades existentes a nivel político, económico, social y laboral entre hombres y mujeres. Así, la integración transversal de las políticas de género (*gender mainstreaming*) se ha convertido en un objetivo prioritario. Obviamente, para conseguir una plena integración de la perspectiva de género en las políticas públicas, es necesario no sólo la implicación de todos los sectores sino también un mejor conocimiento de los cambios sociales que se han producido recientemente en relación al género. En este sentido, determinadas políticas pueden ser más efectivas en sí mediante la inclusión de un análisis de género.

La Organización de Naciones Unidas (ONU), en los trabajos preparatorios de la IV Conferencia Mundial sobre las Mujeres celebrada en Beijing¹ (China) en Septiembre de 1995, adoptó oficialmente la definición de género² como una herramienta de análisis. Así, se reconoció la necesidad de presentar periódicamente datos desagregados por sexo para utilizarlos en la planificación y aplicación de políticas y programas así como promover el desarrollo económico, social, cultural y político.

La Unión Europea no tiene competencia en el ámbito de las políticas familiares que se reservan a los Estados para que las definan y apliquen si bien existen distintas directivas y recomendaciones relativas a la igualdad de oportunidades entre hombres y mujeres³. Además, en las directrices de la Comisión Europea a los estados miembros para la elaboración de los planes de empleo (PNA) se incluye la igualdad entre mujeres y hombres como un principio transversal. Es decir, se incluye la perspectiva de género en la formulación, implementación y

¹ Es en esta Conferencia se acuñó el término de “*mainstreaming*”, que hace referencia a la integración de la óptica de igualdad de oportunidades en todas las políticas nacionales, desde la planificación hasta la ejecución de las mismas, y en todos los ámbitos de actuación.

² En este sentido se define el género como “la forma en que todas las sociedades del mundo determinan las funciones, actitudes, valores y relaciones que conciernen al hombre y a la mujer”. Por otra parte, “el sexo hace referencia a los aspectos biológicos que se derivan de las diferencias sexuales”. Así, el sexo de una persona es determinado por la naturaleza pero su género lo elabora la sociedad.

³ Véanse, entre otros, la Directiva 92/85/CEE del Consejo, de 19 de octubre de 1992, relativa a la aplicación de medidas para promover la mejora de la salud en el trabajo de la trabajadora embarazada; la Directiva 96/34/CE del Consejo, de 3 de junio de 1996, relativa al Acuerdo marco sobre el permiso parental; Directiva 2004/113/CE, de 13 de diciembre de 2004, por la que se aplica el principio de igualdad de trato entre hombre y mujeres al acceso a bienes y servicios y suministro, los informes sobre la igualdad entre mujeres y hombres de la Comisión Europea, etc.

evaluación de las políticas de empleo. Sin embargo, y tal y como señalan Moltó y Valiente (2003), se observan diversas limitaciones como son la insuficiente comprensión del concepto de transversalidad de género y la insuficiente desagregación de los indicadores por sexo lo que dificulta la correcta evaluación de los sucesivos planes de empleo.

En este trabajo presentaremos algunos hechos relevantes relacionados con las desigualdades de género existentes en nuestro país tanto desde el punto de vista de la renta como de la salud. Algunas de las preguntas que nos planteamos son: ¿por qué la esperanza de vida es mayor en las mujeres que los hombres?, ¿por qué la autovaloración de salud media es superior en caso de los hombres que en las mujeres?, ¿están disminuyendo estas diferencias?, ¿la oferta laboral de las mujeres, y por ende sus ingresos, depende de la salud de sus cónyuges o parejas?, Es decir, ¿cómo influye el género en la distribución personal de la renta y en la salud? Para responder a esta pregunta tendremos que tener en cuenta numerosos factores cada uno de los cuales pueden interpretarse como visiones parciales de la realidad. El objetivo de este trabajo es reflexionar sobre estas cuestiones y mostrar diferentes enfoques a partir de la información que proporcionan diferentes encuestas disponibles hasta la fecha.

Así, se plantean dos objetivos. En primer lugar, analizar la distribución personal de la renta en España por razón de género y por cohortes de edad incidiendo en la relación renta-salud. Así, se pondrá de manifiesto el cambio que se ha producido en nuestro país en los últimos años de tal manera que a medida que las personas más jóvenes y con mayor nivel educativo van sustituyendo a las generaciones mayores, la brecha salarial y las diferencias en la autovaloración de salud por razón de género se van reduciendo. En segundo lugar, estudiar la posible relación entre la oferta laboral de las mujeres y la salud de sus cónyuges o parejas. Para ello se utiliza fundamentalmente la información más reciente en la actualidad contenida en el Panel de Hogares de la Unión Europea, la Encuesta de Condiciones de Vida y otros indicadores a nivel agregado.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. La relación renta-salud a nivel agregado se analiza en la Sección 2. La Sección 3 se centra en algunos datos relevantes relacionados con las desigualdades en salud y género. En la Sección 4 se analizan los efectos de la edad tanto sobre la renta como sobre la salud de los individuos. Finalmente, la Sección 5

se basa en el estudio de la posible relación entre la oferta laboral de las mujeres y la salud. Las conclusiones del trabajo son recogidas en la Sección 6.

2. ESPERANZA DE VIDA Y PRODUCTO INTERIOR BRUTO: UN ANÁLISIS CON DATOS AGREGADOS

El estudio de los factores determinantes de la salud ha sido abordado desde diferentes puntos de vista. Sin embargo, la relación entre la renta y la salud ha sido objeto de debate tanto en los estudios basados en datos agregados como individuales llegando incluso a conclusiones contradictorias. Así, la correlación puede variar desde altamente positiva a débilmente negativa dependiendo del contexto y nivel de agregación (Fuchs, 2004). Entre otros, podríamos citar los artículos⁴ de Preston (1975), Rodgers (1979), Waldman (1992), Wilkinson (1996), Ettner (1996), Deaton (1999), etc.

Así, en este trabajo, nos centraremos en primer lugar, en el estudio agregado utilizando tanto información relativa a la esperanza de vida como del PIB per capita en España. El objetivo que se persigue es analizar si la relación entre estas variables es de equilibrio desde el punto de vista estadístico. Así, si se verifica que las variables son integradas del mismo orden y están cointegradas, se asegura la existencia de una relación no espuria entre las mismas.

Dado que en este caso, trabajaremos con variables que son series temporales, estudiaremos no sólo la posible relación entre ellas sino también retardos tanto en las variables independientes como en la variable dependiente⁵. Un modelo dinámico toma de manera general la siguiente expresión:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^h \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^k \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t .$$

Sin embargo, en este caso nos centraremos únicamente en la relación entre la esperanza de vida (de hombres y mujeres) y el producto interior bruto (PIB per capita a precios PIB de 2000) obtenidas de la base de datos OECD Health Data (última disponible hasta la fecha y publicada en Junio de 2006). Ambas variables presentan una clara tendencia

⁴ Para una revisión de estos trabajos véanse López-Casasnovas y Rivera (2002) y Cantarero et al. (2005).

⁵ Para un estudio más detallado de las series temporales véase Pérez (2006) y Greene (2003).

que sugiere la ausencia de estacionariedad (véanse Gráficos 1 y 2). No obstante, para contrastarlo estadísticamente utilizaremos tanto las funciones de autocorrelación (FAC) y autocorrelación parcial (FACP) como los contrastes de raíces unitarias (véanse Tablas 1-5). En las tres variables consideradas (esperanza de vida de las mujeres, esperanza de vida de los hombres y PIB per capita), las autocorrelaciones caen muy lentamente en el tiempo (el estadígrafo de Ljung-Box es siempre altamente significativo). Además, en la función de autocorrelación parcial sólo la primera barra es significativa (supera las bandas de puntos) lo cual nos ratifica la posible existencia de raíces unitarias. Aunque en las series de esperanza de vida la tendencia observada durante los últimos años es lineal en el caso del PIB per capita ésta es cuadrática. Por ello, realizaremos una doble diferenciación de la serie que la transforma en estacionaria. Asimismo, se ha realizado un test de raíces unitarias para cada serie (Tabla 6). En particular se ha utilizado el contraste Dickey-Fuller aumentado basado en que el proceso generador de la serie de datos sigue un proceso $AR(p)$. Es decir,

$$X_t = \sum_{i=1}^p \rho_i X_{t-i} + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \rightarrow Niid(0, \sigma_\varepsilon^2).$$

Dado que las series involucradas en este análisis son no estacionarias pues presentan tendencia se procederá a la diferenciación de cada serie considerada⁶.

En el caso que nos ocupa, las series de esperanza de vida (tanto de los hombres como de las mujeres) son integradas de orden 1 mientras que el PIB es integrada de orden 2. Por tanto, dado que no están integradas del mismo orden no es posible su cointegración. Es decir, no podemos decir que exista un equilibrio estable entre ambas variables a largo plazo desde un punto de vista estadístico.

Supongamos que la relación entre la Esperanza de vida y el PIB per capita presenta la siguiente forma (véase Rodgers, 1979): $\log(EV) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(PIB) + \varepsilon$. Ajustando los datos, se observa que el modelo presenta una alta significatividad individual y conjunta de los

⁶ Si ésta es estacionaria diremos que la variable es una serie temporal homogénea de primer orden o integrada de orden 1 y lo denotaremos por $I(1)$. De manera general, diremos que una serie de tiempo está integrada de orden d , y la denotaremos por $I(d)$, si después de diferenciarla d veces se convierte en estacionaria.

parámetros estimados, un alto coeficiente de determinación pero un bajo valor del estadístico de Durbin-Watson que denota una posible autocorrelación serial y la presencia de cambios estructurales (véase Tabla 7). Efectivamente, los residuos recursivos muestran cambios estructurales a principios de la década de los noventa. Por ello, introduciendo una variable dummy ($D1$) que toma el valor 0 antes de 1992 (fecha en torno a la cual se detecta el cambio estructural) y 1 después de esta fecha se observa que los residuos estimados del nuevo ajuste son estacionarios, aceptando así que las variables del nuevo modelo puedan cointegrar. Los resultados obtenidos para la serie esperanza de vida de las mujeres se recogen en la Tabla 8 habiéndose conseguido resultados similares para la esperanza de vida de los hombres. Por tanto, la relación entre ambas variables (esperanza de vida y PIB per capita) es positiva y estable. Sin embargo, es preciso tener en cuenta que la relación renta y salud no es lineal sino cóncava (Wilkinson, 1996). Por ello, planteemos el modelo considerando el inverso del PIB como variable explicativa. A este respecto, López-Casasnovas y Rivera (2002) destacan que aunque algunos factores (alimentación, vivienda, educación, etc.) se asocian de forma positiva con el nivel de renta y obviamente con la salud, a partir de ciertos niveles de renta, surgen otros factores como (el consumo de alcohol, tabaco, etc.) que provocan el efecto contrario. La Tabla 9 recoge los resultados obtenidos considerando como variables el inverso del PIB y su cuadrado observándose un buen ajuste entre ambas variables.

Obviamente, una de las limitaciones de este tipo de análisis es su propia restricción en cuanto al horizonte temporal considerado (20 años). Por otra parte, el PIB per capita no puede explicar por sí sólo las diferencias en salud pero sí podemos contrastar la relación positiva existente entre ambas variables. Obviamente, existen otros factores que podrían explicar la esperanza de vida en nuestro país como son, entre otros, el gasto sanitario, la disponibilidad de recursos sanitarios, el tipo de cobertura sanitaria, el nivel educativo, los estilos de vida, etc.

GRÁFICO 1

Evolución de la Esperanza de Vida. España (1985-2004).

Fuente de datos: OECD Health Data (2006).

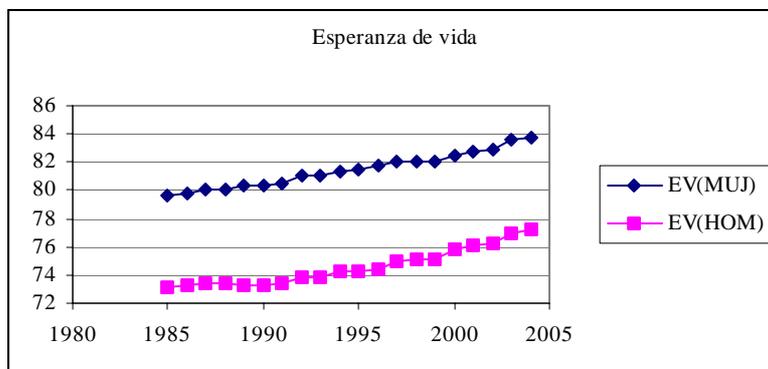


GRÁFICO 2

Evolución del PIB per capita. España (1985-2004).

Fuente de datos: OECD Health Data (2006).

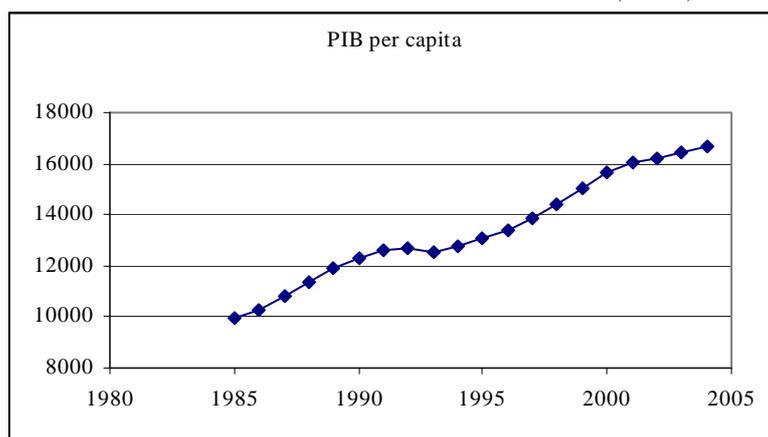


TABLA 1

Correlograma. Función de correlación y función de correlación parcial.

Variable: Esperanza de vida de las mujeres (en logaritmos).

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
	█		█	1	0.826	0.826	15.819	0.000
	█		█	2	0.659	-0.077	26.426	0.000
	█		█	3	0.538	0.050	33.930	0.000
	█		█	4	0.396	-0.147	38.251	0.000
	█		█	5	0.274	-0.020	40.453	0.000
	█		█	6	0.160	-0.087	41.257	0.000
	█		█	7	0.036	-0.112	41.302	0.000
	█		█	8	-0.065	-0.050	41.457	0.000
	█		█	9	-0.160	-0.101	42.486	0.000
	█		█	10	-0.236	-0.037	44.947	0.000
	█		█	11	-0.309	-0.116	49.620	0.000
	█		█	12	-0.356	-0.021	56.603	0.000

TABLA 2

Correlograma. Función de correlación y función de correlación parcial.
Variable: Esperanza de vida de los hombres (en logaritmos).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.829	0.829	15.898	0.000
		2	0.666	-0.064	26.754	0.000
		3	0.547	0.041	34.502	0.000
		4	0.397	-0.173	38.834	0.000
		5	0.247	-0.093	40.628	0.000
		6	0.141	0.002	41.251	0.000
		7	0.010	-0.169	41.254	0.000
		8	-0.110	-0.065	41.695	0.000
		9	-0.188	-0.029	43.108	0.000
		10	-0.254	-0.054	45.950	0.000
		11	-0.331	-0.121	51.306	0.000
		12	-0.382	-0.071	59.332	0.000

TABLA 3

Correlograma. Función de correlación y función de correlación parcial.
Variable: PIB per capita (en logaritmos).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.837	0.837	16.240	0.000
		2	0.664	-0.124	27.020	0.000
		3	0.500	-0.073	33.482	0.000
		4	0.347	-0.072	36.791	0.000
		5	0.216	-0.040	38.160	0.000
		6	0.113	-0.016	38.564	0.000
		7	0.033	-0.026	38.601	0.000
		8	-0.037	-0.056	38.652	0.000
		9	-0.114	-0.110	39.176	0.000
		10	-0.186	-0.073	40.706	0.000
		11	-0.249	-0.066	43.744	0.000
		12	-0.306	-0.079	48.882	0.000

TABLA 4

Correlograma. Función de correlación y función de correlación parcial.
Variable: PIB per capita (en logaritmos). Primera diferencia de la serie.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.643	0.643	9.1725	0.002
		2	0.212	-0.344	10.231	0.006
		3	-0.151	-0.220	10.799	0.013
		4	-0.478	-0.376	16.884	0.002
		5	-0.573	-0.098	26.242	0.000
		6	-0.502	-0.190	33.976	0.000
		7	-0.249	0.058	36.030	0.000
		8	0.014	-0.135	36.037	0.000
		9	0.234	0.034	38.221	0.000
		10	0.377	-0.010	44.511	0.000
		11	0.359	0.011	50.952	0.000
		12	0.166	-0.204	52.523	0.000

TABLA 5

Correlograma. Función de correlación y función de correlación parcial.
Variable: PIB per capita (en logaritmos). Segunda diferencia de la serie.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.080	0.080	0.1351	0.713
		2	-0.110	-0.117	0.4089	0.815
		3	-0.013	0.007	0.4128	0.938
		4	-0.270	-0.288	2.2880	0.683
		5	-0.231	-0.202	3.7633	0.584
		6	-0.255	-0.348	5.7126	0.456
		7	-0.009	-0.093	5.7153	0.573
		8	-0.016	-0.278	5.7241	0.678
		9	0.123	-0.076	6.3282	0.707
		10	0.221	-0.118	8.5234	0.578
		11	0.103	-0.081	9.0730	0.615
		12	0.032	-0.190	9.1346	0.691

TABLA 6

Análisis de Estacionariedad. Resultados del test de Dickey-Fuller aumentado.

Variable	Estadístico ADF	Orden de integración
EV Muj. (en level)	1.5437	I(1)
EV Muj. (en primeras diferencias)	-3.0675	I(0)
EV Homb.(en level)	2.2791	I(1)
EV Homb. (en primeras diferencias)	-2.8958	I(0)
PIB per capita (en level)	-1.3973	I(2)
PIB per capita(en primeras diferencias)	-2.4417	I(1)
PIB per capita (en segundas diferencias)	-2.8099	I(0)

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 7

Ajuste por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Variable dependiente: Esperanza de vida de las mujeres (en logaritmos)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.492741	0.055314	63.14421	0.0000
Log(PIB)	0.095583	0.005827	16.40304	0.0000
R-squared	0.937295	F-statistic		269.0596
Durbin-Watson stat	0.557905	Prob(F-statistic)		0.000000

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 8

Ajuste por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Variable dependiente: Esperanza de vida de las mujeres (en logaritmos)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.607519	0.080069	45.05511	0.0000
LPIB	0.083137	0.008580	9.690014	0.0000
D1	0.005151	0.002740	1.879612	0.0774
R-squared	0.948084	F-statistic		155.2272
Durbin-Watson stat	0.496012	Prob(F-statistic)		0.000000

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 9

Ajuste por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Variable dependiente: Esperanza de vida de las mujeres (en logaritmos)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.614837	0.033663	137.0906	0.0000
1/PIB	-4389.843	870.3161	-5.043964	0.0001
(1/PIB) ²	20165830	5530494.	3.646298	0.0020
R-squared	0.951638	F-statistic		167.2583
Durbin-Watson stat	0.675176	Prob(F-statistic)		0.000000

Fuente: Elaboración propia.

3. SALUD Y GÉNERO: UNA REVISIÓN

El planteamiento anterior nos permite contrastar la existencia de una relación positiva entre renta y salud pero necesitaremos un análisis más profundo para detectar algunas diferencias según género. El estudio de las desigualdades en salud en nuestro país es relativamente reciente si bien desde hace algunos años existen ya iniciativas por parte de los poderes públicos⁷ para abordar adecuadamente la salud de la población desde la perspectiva de género. Dentro de la Unión Europea se han establecido políticas de género concretas, que se han plasmado en los diferentes programas de acción de la Comunidad Europea para la promoción de las mujeres⁸, basados en el principio de igualdad de oportunidades (especialmente en el ámbito de la educación y del mercado de trabajo), la acción positiva⁹ (cuyo objetivo es corregir la desventaja inicial de las mujeres vía sistema de cuotas, incentivos fiscales¹⁰ o subvenciones para los empresarios que contratan mujeres, etc.) y la transversalidad. Sin embargo, estas medidas están fundamentalmente orientadas a reducir los desequilibrios entre hombres y mujeres en materia de educación, acceso al mercado de trabajo, conciliación del trabajo y la vida familiar, diferencias salariales, pobreza, sistemas de pensiones e inmigración. Así, las políticas de género relacionadas con la salud han sido escasas en nuestro país.

Aunque las diferencias de salud por género se han puesto de manifiesto durante décadas, sólo en los últimos años se han realizado estudios más detallados a este respecto. La pregunta fundamental que nos podemos hacer es ¿por qué estas diferencias? Una explicación sencilla podría basarse simplemente en razones biológicas pero también en el hecho de que hombres y mujeres hayan tenido diferentes conductas y roles aunque, si bien es cierto, en la actualidad el papel de ambos en la sociedad se ha ido progresivamente equiparando debido

⁷ Así, en el año 2004 se creó el Observatorio de Salud de la Mujer (OSM) como un organismo de la Dirección General de la Agencia de Calidad del Ministerio de Sanidad y Consumo cuyo objetivo es promover la disminución de las desigualdades en salud por razón de género.

⁸ El primer programa de acción de la Comunidad Europea para la promoción de la igualdad de oportunidades para las mujeres se estableció para el periodo 1982-1985 cuyo objetivo general es desarrollar un conjunto de medidas orientadas al establecimiento de una serie de cambios que permitieran la igualdad entre hombres y mujeres en los diferentes ámbitos económicos, sociales y culturales.

⁹ La introducción de medidas de acción positiva ha sido objeto de una gran controversia dado que pueden interpretarse como una vulneración del principio de igualdad de oportunidades (véase Astellarra, 2004).

¹⁰ En España, se introdujo en la reforma del IRPF de 2003 la deducción por maternidad, para las madres que trabajen fuera del hogar, consistente en una deducción en cuota de 1200 euros por cada hijo menor de tres años con el límite, por cada hijo, del total de la cotización a la Seguridad Social, incluida la parte de la trabajadora y la del empresario. Esta reforma ha dado lugar a un amplio debate por su carácter discriminatorio con respecto a las mujeres que no trabajan y a los hombres que sean cabeza de familia monoparental (véase Pazos, 2005).

fundamentalmente a la mayor incorporación de la mujer al mercado de trabajo, similares estilos de vida relacionados con el consumo de alcohol y tabaco, vida sedentaria, etc. En este sentido, se han realizado diferentes estudios cuyo objetivo es explicar estas diferencias (véase Cuadro 1). Por ejemplo, Verbrugge (1985) analiza las diferencias en salud por género en los Estados Unidos destacando como factores determinantes el estrés, los estilos de vida y los cuidados preventivos en salud mientras que otros factores como las características biológicas y la valoración de salud tienen menor importancia. De esta manera, aunque las mujeres sufren un mayor número de enfermedades y a edades más tempranas no son tan graves como en el caso de los hombres de tal forma que el autor hace una clasificación de la población en enfermos a corto plazo (“*sicker in the short run*”) frente a enfermos a largo plazo (“*sicker in the long run*”). En España, este tipo de estudios son aún incipientes, desde el punto de vista de la economía pero no de la Salud Pública, destacando el informe SESPAS (Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria) del año 2004, el cual describe la situación de la salud del sistema sanitario español, teniendo en cuenta la perspectiva de género y clase social y abordando diferentes perspectivas como son los cambios demográficos y sociales de la salud, desigualdades de género y clase social, protección de la salud, utilización de servicios sanitarios, etc. Asimismo, en el año 2006 se ha publicado en España el *Informe Salud y Género* por parte del Ministerio de Sanidad y Consumo y dentro del Plan de Calidad para el Sistema Nacional de Salud en el que se pone de manifiesto la necesidad de realizar estudios sobre las desigualdades de género que afectan indudablemente a aspectos muy relevantes como son los condicionantes sociales y culturales de la salud, los factores de protección y de riesgo, el acceso a recursos para promover y proteger la salud, las manifestaciones, la gravedad y la frecuencia de las enfermedades, la atención en los servicios de salud, etc.

Por tanto, podríamos considerar por una parte como factores determinantes de la mortalidad (y la esperanza de vida) las características socioeconómicas de los individuos (género, edad, tipo de trabajo y el nivel educativo) y por otra parte los patrones de vida, las enfermedades prevalentes o graves, las condiciones de vida y de trabajo, y obviamente las características biológicas de cada individuo. Estos factores nos llevarían a una mayor o menor utilización de servicios sanitarios y/o a un mayor consumo de medicamentos (Cuadro 2).

CUADRO 1: Estudios recientes relativos a las Desigualdades de Salud y Género

Autores	Metodología	Variabes	Fuentes de Información	Conclusiones más relevantes
C. Mete (2005): “ <i>Predictors of Elderly Mortality: Health Status, Socioeconomic Characteristics and Social Determinants of Health</i> ”	Modelos ordenados. probit	Características socioeconómicas de los individuos y tasas de mortalidad.	<i>Longitudinal Survey Data.</i>	Las C ^{cas} . socioeconómicas de los individuos condicionan considerablemente la salud de la población.
M. Montoya (2002): “ <i>Socio-economic Health Inequalities in Brazil: Gender and Age Effects</i> ”	Curvas de concentración de salud.	Autovaloración de salud, esperanza de vida, mortalidad y problemas crónicos de salud.	<i>Living Standards Measurement Study (LSMS) Database; Census 2000 (World Bank).</i>	Las desigualdades en salud varían no sólo con la edad y el género sino también con los ingresos de los individuos.
J. Strauss; P.J. Gertler; O. Rahman; K. Fox (1993): “ <i>Gender and Life-Cycle Differentials in the Patterns and Determinants of Adult Health</i> ”	Modelos probit.	Autovaloración de salud y problemas crónicos de salud.	<i>Surveys of Living Conditions</i> en USA, Jamaica, Malasia y Bangladesh.	No solo el género sino también el ciclo vital de los individuos tienen importantes consecuencias en la salud.
J.P. Leigh y C. Hunter (1992): “ <i>Health Policy and the Distribution of Lifetime Income</i> ”	Ingresos durante el ciclo vital ajustados por las tasas de mortalidad.	Tasas de mortalidad.	<i>U.S. Government Statistics on Income and Mortality.</i>	Los ingresos de los individuos durante su ciclo vital tienen importantes implicaciones de salud.
M.R. Haug y S.J. Folmar (1986): “ <i>Longevity, Gender and Life Quality</i> ”.	Regresión múltiple.	Características de los individuos relacionados con la calidad de vida (salud física, satisfacción con los ingresos, relaciones sociales, etc.).	<i>U.S. General Accounting Office (GAO) surveys.</i>	El género y la edad tienen importante influencia en la salud de la población y en la calidad de vida.
L.M. Verbrugge (1985): “ <i>Gender and Health: An Update on Hypotheses and Evidence</i> ”	Diferentes ratios.	Características socioeconómicas, problemas de salud, autovaloración de salud, consumo de medicamentos.	<i>U.S. Vital and Health Statistics.</i>	Las diferencias en salud según género se deben fundamentalmente a los estilos de vida, roles, estrés y prácticas preventivas de salud.
L. Artazcoz; V. Escribá; I. Cortés (2004): “ <i>Género, Trabajos y Salud en España</i> ”	Diferentes ratios	Horas de trabajo (doméstico y remunerado) y exposición a factores de riesgo laboral.	<i>Encuestas de Salud</i>	Las desig. de género en salud pueden explicarse por la desfavorable situación de las mujeres en el trabajo

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2: Determinantes de la mortalidad de la población



Sin embargo, uno de los problemas que nos planteamos en este tipo de trabajos se encuentra en la propia medición de la salud. Tradicionalmente, se han utilizado tanto la esperanza de vida al nacer como la mortalidad. No obstante, la mayor proliferación de encuestas sociales ha permitido disponer de otras variables no menos interesantes como son indicadores de morbilidad basados en la incidencia y prevalencia de enfermedades de acuerdo a diagnósticos médicos, satisfacción del paciente, limitaciones en actividades diarias, estilos de vida, autovaloración de salud, etc.

3.1 ALGUNOS DATOS RELEVANTES

Como se ha comentado anteriormente, la relación existente en los ingresos femeninos y la distribución personal de la renta ha sido abordado desde diferentes perspectivas y existe una amplia literatura a este respecto (véanse entre otros Lerman y Yitzhaki (1985), Shorrocks (1983), Pazos (2000), Sanz (2001), Ruiz-Castillo y Sastre (2001), Del Río et al. (2006)). En este sentido destacan distintos factores explicativos fundamentales como son el nivel educativo, participación de la mujer en el mercado laboral, tipo de trabajo, papel de la mujer en la sociedad (función productiva y/o reproductiva), y en menor medida la salud.

Con respecto a la educación, el número de mujeres que acceden al sistema educativo medio y superior sigue siendo superior al de los hombres. En España, las mujeres son mayoría en el bachillerato y en la universidad (véanse Tablas 10 y 11). En el curso 2004/2005, el

alumnado femenino inscrito en el primer curso de estudio en el Universidad Pública es del 55%, si bien es cierto que la presencia de las mujeres en las enseñanzas técnicas no supera el 30%.

Sin embargo, el mercado de trabajo en España sigue estando caracterizado por una menor participación femenina en el mismo y porque los salarios medios de las mujeres son inferiores a los de los hombres. Como es bien sabido durante siglos se ha impedido a las mujeres el acceso a la educación y se ha dificultado su integración en el mercado laboral. Del Río (2003) analiza desde una perspectiva de género el mercado de trabajo en Galicia mostrando grandes diferencias en la presencia, colocación y remuneración de hombres y mujeres. Esta reciente incorporación de las mujeres al mercado laboral ha supuesto una auténtica revolución en nuestro país en todos los aspectos modificándose incluso hábitos de vida que eran considerados saludables con la consiguiente aparición de otros problemas como la obesidad infantil, el tabaquismo femenino o enfermedades que eran tradicionalmente propias de los hombres.

TABLA 10

Alumnado nuevo inscrito en el primer curso del estudio en la Universidad Pública por sexo y tipo de estudio. Curso: 2004/2005.

Mujeres					
Total	Arquitectura e Ingenierías Técnicas	Diplomaturas	Licenciaturas	Arquitectura e Ingenierías	Títulos dobles
139.831	8.991	49.889	72.529	6.757	1.665
55%	23%	71%	61%	29%	58%
Hombres					
Total	Arquitectura e Ingenierías Técnicas	Diplomaturas	Licenciaturas	Arquitectura e Ingenierías	Títulos dobles
114.533	29.931	20.071	46.842	16.474	1.215
45%	77%	29%	39%	71%	42%
Total					
Total	Arquitectura e Ingenierías Técnicas	Diplomaturas	Licenciaturas	Arquitectura e Ingenierías	Títulos dobles
254.364	38.922	69.960	119.371	23.231	2.880

Fuente: Estadística de la Enseñanza Universitaria¹¹ (INE, 2006).

¹¹ La Estadística de la Enseñanza Universitaria recoge las características más relevantes del alumnado (matriculado, de nuevo ingreso y que terminó, desglosado por sexo y edad), así como del personal docente, los

TABLA 11

Alumno matriculado en Bachillerato por titularidad del centro y sexo. Curso: 2003/2004

	TODOS LOS CENTROS		CENTROS PÚBLICOS		CENTROS PRIVADOS	
	Ambos sexos	Mujeres	Ambos sexos	Mujeres	Ambos sexos	Mujeres
Total	626.926	346.698	465.758	263.826	161.168	82.872
%	100%	55%	100%	57%	100%	51%

Fuente: Ministerio de Educación y Ciencia¹² (INE, 2006).

Por otra parte, las desigualdades existentes en el proceso de salud-enfermedad entre hombres y mujeres en las diferentes etapas de la vida nos hacen tener en cuenta la existencia de sesgos de género en salud. La esperanza de vida de las mujeres en España es de 83.8 años en el año 2004 frente a los 77.2 en el hombre (Tabla 12). Aunque este patrón se repite en todos los países de la Unión Europea, no debemos olvidar que las mujeres tienen mayores tasas de morbilidad resultado quizás de que sus salarios son menores y que dedican demasiadas horas a las tareas domésticas, al cuidado de los niños y escaso tiempo al ocio y al descanso. Además, las mujeres desempeñan un papel fundamental en cuanto a la salud de la población infantil, especialmente en los países menos desarrollados. Sin embargo, si analizamos el porcentaje de población que declara tener salud buena o muy buena, se observa que en todos los grupos de edad, siempre es superior en el caso de los hombres que las mujeres (Tabla 13).

TABLA 12

Esperanza de vida al nacer en España

	1985	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Mujeres	79,6	80,3	80,5	81,0	81,0	81,4	81,5	81,7	82,0	82,1	82,1	82,5	82,8	82,9	83,6	83,8
Hombres	73,1	73,3	73,4	73,8	73,9	74,3	74,3	74,4	75,0	75,1	75,1	75,8	76,1	76,2	76,9	77,2

Fuente: ECO-SALUD (OCDE, 2006).

centros y los estudios de doctorado. Se presentan, además, series anuales de la última década en la enseñanza superior, incluyéndose todos los estudios universitarios, equivalentes a universitarios y estudios artísticos de la LOGSE de grado superior.

¹² El estudio de las Enseñanzas no Universitarias proporciona anualmente información sobre la actividad educativa de los centros docentes públicos y privados, sus recursos humanos, las características del alumnado y los resultados académicos, en las distintas enseñanzas no universitarias. Son elaboradas por el Ministerio de Educación y Ciencia en cooperación con los servicios estadísticos de las Consejerías/Departamentos de Educación de las Comunidades Autónomas.

TABLA 13
 Porcentaje de la población con salud buena o muy buena por sexo y grupos de edad.
 País: España

	Edad	1987	1993	1995	1997	2001	2003
Mujeres	15-24	84,5	83,8	82,2	83,7	84,9	85,5
	25-44	76,5	77,4	76,3	79,2	78,4	77,8
	45-64	49,7	54,0	52,3	53,4	55,8	56,8
	65+	34,8	38,1	35,6	38,6	36,3	33,0
	Todos	63,7	64,5	63	65,1	64,3	63,5
Hombres	15-24	88,1	87,2	85,7	86,3	90	88,2
	25-44	82,6	83,2	81,5	82,5	85,1	83,7
	45-64	63,4	65,2	62,5	63	70,7	66,6
	65+	45,1	44,7	41,9	47	47,4	44,9
	Todos	73,7	73,4	71,5	72,8	75,6	73,2
Total	15-24	86,3	85,5	84	85,1	87,5	86,9
	25-44	79,5	80,3	78,8	80,8	81,8	80,8
	45-64	56,1	59,5	57,2	58	63	61,6
	65+	39,2	40,9	38,2	42,1	41	38,1
	Todos	68,5	68,8	67,1	68,9	69,8	68,3

Fuente: ECO-SALUD (OCDE, 2006).

El objetivo que nos planteamos es explicar porqué se producen estas diferencias en salud por género. Gove y Hughes (1979) mostraron que existe evidencia empírica que indica que determinados roles sociales están relacionados con una peor salud mental que supone unas tasas altas de morbilidad femenina. Kessler y McLeod (1984) mostraron que las mujeres son más vulnerables emocionalmente ante aspectos negativos relacionados con sus vidas lo que conlleva una menor calidad de vida. Así, el estrés, la infelicidad y el desempleo están asociados con una peor salud de la población en general y de las mujeres, en particular (Verbrugge, 1989).

4. DESIGUALDADES DE GÉNERO EN LA DISTRIBUCIÓN PERSONAL DE LA RENTA Y LA SALUD: EFECTOS DE LA EDAD SOBRE LA DISTRIBUCIÓN

En primer lugar, y con objeto de detectar las diferencias por género anteriormente señaladas, analizaremos la distribución personal de las rentas primarias en nuestro país y la autovaloración de salud por género y cohortes de edad. Para ello utilizaremos tanto los microdatos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) como la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) recientemente publicada.

El PHOGUE proporciona información armonizada relativa a rentas, educación, formación, empleo, etc. y no sólo describe la situación de la población en un momento determinado, sino que además los hogares elegidos en el primer ciclo se mantienen durante los ciclos sucesivos, permitiendo la entrada de nuevos miembros y siguiendo a los miembros que han abandonado el hogar, o al hogar en su conjunto, si éste ha cambiado de dirección dentro de la Unión Europea. Es importante destacar que nunca se había dispuesto, para toda la Unión Europea, de un panel fijo y armonizado que permitiera realizar un seguimiento de variables como la renta, el empleo, composición de los hogares, educación, etc., y que permitiera además estudiar la situación socioeconómica de los hogares e individuos dentro de la Unión Europea.

Esta encuesta de panel representativa de hogares de distintos países de la Unión Europea se realizó por primera vez en 1994 y la muestra estaba formada por 60.500 hogares (aproximadamente 170.000 individuos). En el caso de España la primera muestra fue de 7.200 hogares (aproximadamente 18.000 individuos). Cabe así destacar de ella dos características básicas. En primer lugar su ámbito geográfico, que permite hacer comparaciones a nivel europeo. En segundo lugar, su diseño de panel, que permite entrevistar a los mismos hogares e individuos a lo largo de varios años, incluso si se cambia de domicilio dentro de la Unión Europea, lo que hace posible estudiar la formación y evolución de nuevos hogares así como los movimientos migratorios internos. El PHOGUE es una encuesta que tiene la doble vertiente de hogares e individuos, existiendo un cuestionario relativo a los hogares y otro relativo a los adultos que viven en dicho hogar. Ambos cuestionarios contienen información sobre ingresos o rentas.

Por otra parte, la Encuesta de Condiciones de Vida (*European Statistics on Income and Living Conditions*) es una nueva fuente de información estadística armonizada a nivel europeo cuyo objetivo es la producción sistemática de estadísticas comunitarias sobre la renta y las condiciones de vida en la Unión Europea. Esta encuesta sustituye al Panel de Hogares de la Unión Europea que comenzó en 1994 y finalizó en el año 2001. Sin embargo, la necesidad de actualizar el contenido con arreglo a las nuevas demandas motivó la elaboración de esta nueva fuente de información. Así, la ECV nos permite estudiar características sociodemográficas (ingresos, condiciones de vida de los hogares, actividad económica, estado

de salud, acceso a servicios sanitarios, nivel de estudios, cuidado de los niños, etc.) a nivel europeo. En el año 2004, único disponible hasta la fecha. la muestra en España está formada por 15.031 hogares y 31.222 adultos (mayores de 16 años). Asimismo, la información se dispone desagregada por Comunidades Autónomas.

El empleo de microdatos ofrece numerosas ventajas ya que permite tomar una serie de decisiones metodológicas, aplicarlas de forma homogénea y contrastar la sensibilidad y robustez de los resultados frente a diferentes hipótesis. La unidad de análisis es el individuo del cual tenemos información relativa a rentas, educación, empleo, estado de salud, etc. Así, se han formado las diferentes submuestras según género y grupo de edad, considerando únicamente a aquellos individuos con ingresos positivos en el periodo considerado. Según la hipótesis del ciclo vital, los ingresos de los individuos crecen con la edad hasta los años cercanos a la jubilación en que decrecen. Sin embargo, el patrón como veremos posteriormente es diferente para los hombres y las mujeres.

El concepto de renta utilizado en el PHOGUE es el de *Ingresos Totales Netos percibidos en el año anterior a la realización de la encuesta*. Esta variable incluye los ingresos netos por rentas del trabajo por cuenta ajena y por cuenta propia, los ingresos netos por rentas del capital y la propiedad, y las trasferencias privadas así como los ingresos totales netos por prestaciones sociales (desempleo, pensión o prestación de vejez, retiro o jubilación, pensión o prestación de viudedad, orfandad o a favor de familiares, prestaciones de protección a la familia, de enfermedad o invalidez, ayudas en metálico procedentes del sistema público de protección social, etc.). En el caso de la ECV se ha utilizado la *Renta monetaria o cuasimonetaria del asalariado en el año 2003*¹³. Las rentas utilizadas corresponden a las declaradas en la encuesta sin corregir la posible ocultación.

¹³ La renta monetaria o cuasimonetaria del asalariado incluye los sueldos y salarios monetarios por el tiempo trabajado, la remuneración del tiempo no trabajado (vacaciones), gratificación por horas extraordinarias, honorarios destinados a los directivos de empresas constituidas en sociedad, remuneración por trabajo a destajo, comisiones, propinas y gratificaciones, pagas extraordinarias, participación en los beneficios y primas monetarias, primas de productividad, complementos por trabajar en lugares remotos y complementos de transporte hasta el lugar de trabajo.

Una vez hechas las anteriores puntualizaciones a continuación se presentan los resultados obtenidos en el análisis descriptivo de los ingresos por grupos de edad. Con el objeto de trabajar con tamaños muestrales mínimamente aceptables se han clasificado a los individuos en cinco grupos:

- Individuos con edad comprendida entre 18 y 30 años
- Individuos con edad comprendida entre 30 y 40 años
- Individuos con edad comprendida entre 40 y 50 años
- Individuos con edad comprendida entre 50 y 65 años
- Individuos con edad mayor o igual a 65 años

Los Gráficos 3 a 6 muestran respectivamente la evolución de las rentas medias por grupos de edad y género tanto en España como desagregado por CCAA . De dichos resultados pueden extraerse las siguientes conclusiones. Los ingresos medios más elevados corresponden a los adultos con edades comprendidas entre 40 y 50 años (Tablas A.1-A.2 del ANEXO). Gráficamente puede observarse la forma de “U” invertida entre los perfiles transversales de los ingresos medios y los diferentes grupos de edad situándose en todos los casos el vértice en los individuos con edades comprendidas entre 40 y 50 años. Existen diversos estudios que profundizan en la modelización de estos perfiles (Creedy *et al.*,1981; Creedy, 1992; Pena, 1993; Pascual, 2006).

Sin embargo, si centramos nuestra atención en el perfil transversal de los ingresos de los individuos por grupos de edad y género (Gráficos 3 y 4) se observa que aunque en ambos casos existe una relación en forma de “U” invertida, esta relación es más clara en el caso de los hombres que en las mujeres donde ya a partir de los 50 años se produce un estancamiento en los ingresos de las mujeres en todas las CCAA que se mantiene hasta los años cercanos a la jubilación. Si comparamos este perfil transversal en España (Gráficos 5 y 6), se subraya la diferencia existente entre los ingresos medios de los hombres y las mujeres. Sin embargo, es a partir de los 40 años cuando esta brecha es mayor moderándose posteriormente. Es de esperar que a medida que las generaciones más jóvenes y mejor formadas sustituyan a las más antiguas se produzca un proceso de convergencia entre ambos perfiles.

En la línea de los trabajos de Creedy et al. (1979 y 1981), Creedy (1992) y Pena (1993), los perfiles de las medias de los logaritmos de las rentas pueden explicarse mediante un modelo sencillo que incluye términos cuadráticos para recoger el efecto de la curvatura descrita anteriormente. Por CCAA, y dado que sólo se dispone de información durante un año, se ha partido del siguiente modelo de regresión:

$$y_i = \mu_0 + \beta_1 A_i + \beta_2 A_i^2 + \varepsilon_i$$

donde i se refiere a los individuos, y denota los ingresos individuales y A es la edad de cada individuo. Es decir, para cada CCAA se ha supuesto una relación parabólica entre los ingresos y la edad. Los resultados obtenidos se muestran en el ANEXO (Tabla A.3). Además se ha calculado la edad a la cual se alcanza la renta máxima en cada CCAA. En todos los casos oscila entre los 40 y 50 años. Así, en Cantabria los ingresos máximos se alcanzan a los 49.86 años mientras que en Navarra a los 45.51.

Teniendo en cuenta las diferencias en ingresos combinaremos la información disponible relativa a salud según género y los diferentes grupos de edad antes definidos. Un primer análisis nos indica que las mujeres pese a tener mayor esperanza de vida que los hombres muestran sistemáticamente una peor autovaloración de salud (Gráfico 7) que podría explicarse bien por razones biológicas, estilos de vida o simplemente diferencias en la percepción de la salud. Obsérvese que como es habitual en este tipo de encuestas, la valoración que los individuos hacen de su propio estado de salud toma 5 valores donde “1” significa muy buena salud, “2” buena, “3” aceptable, “4” mala y “5” muy mala.

GRÁFICO 3

Perfil transversal de las rentas medias por grupos de Edad y por CCAA. Año: 1999. Fuente de datos PHOGUE (muestra ampliada).

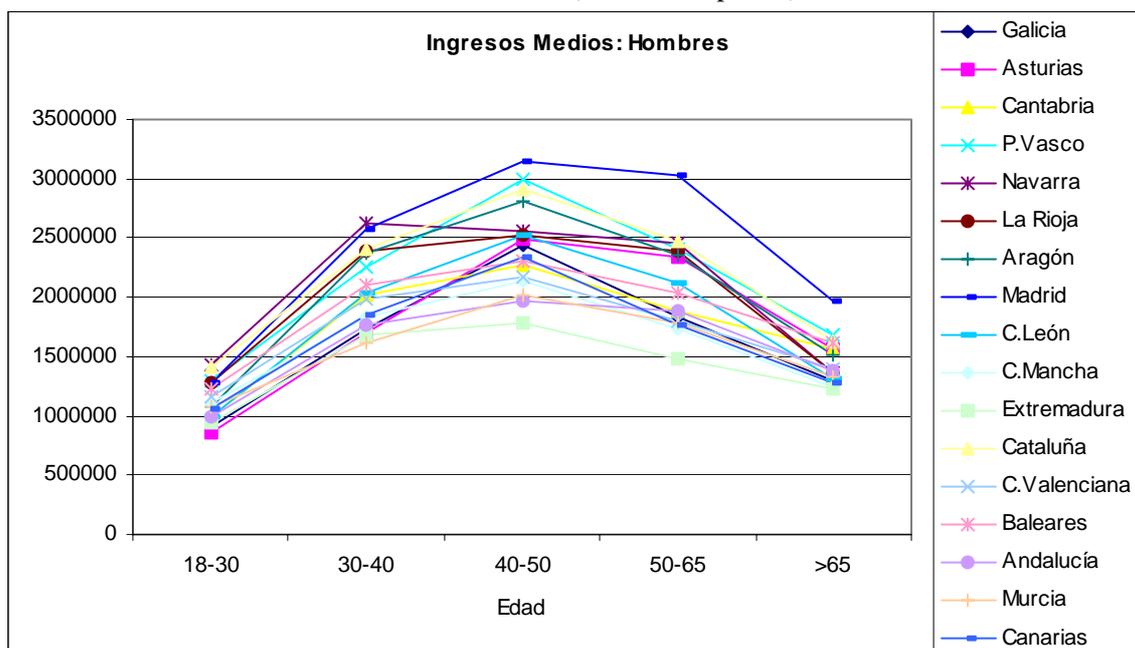


GRÁFICO 4

Perfil transversal de las rentas medias por grupos de Edad y por CCAA. Año: 1999. Fuente de datos PHOGUE (muestra ampliada).

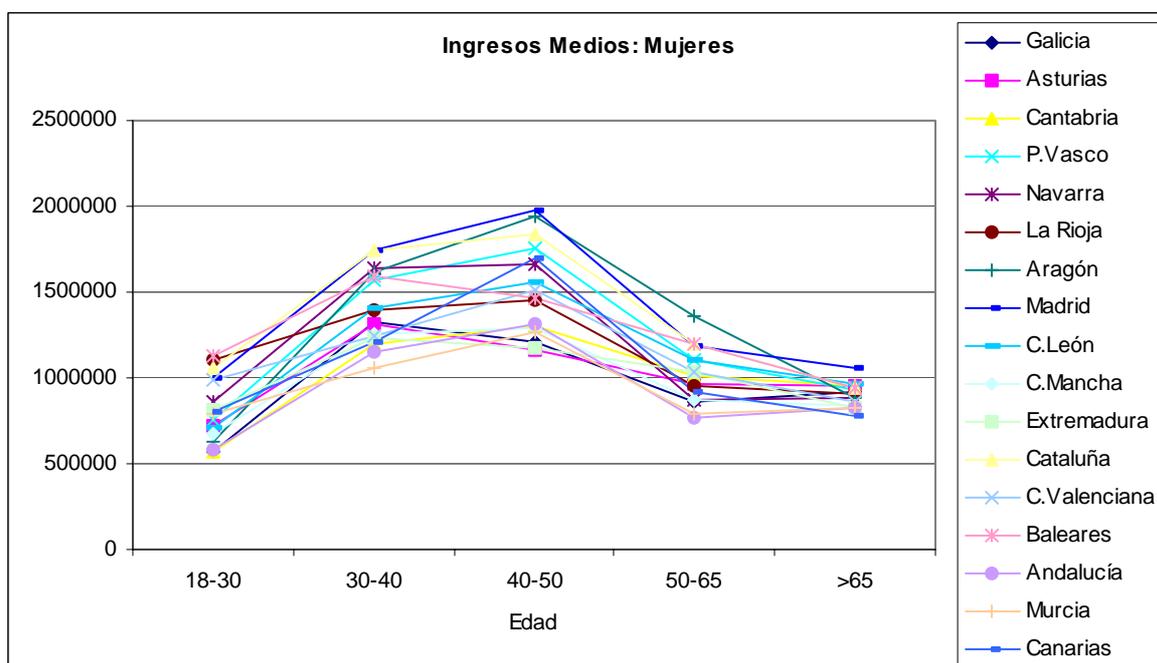


GRÁFICO 5

Perfil transversal de las rentas medias por grupos de Edad y Género en España. Año: 1999.
Fuente de datos PHOGUE (muestra ampliada).

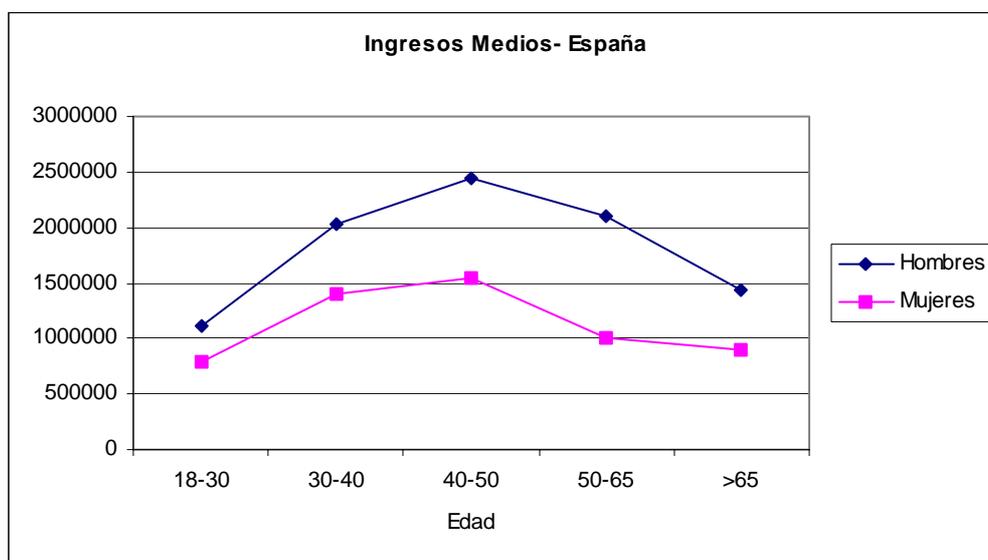


GRÁFICO 6

Perfil transversal de las rentas medias por grupos de Edad y Género en España. Año: 2003.
Fuente de datos ECV (2004).

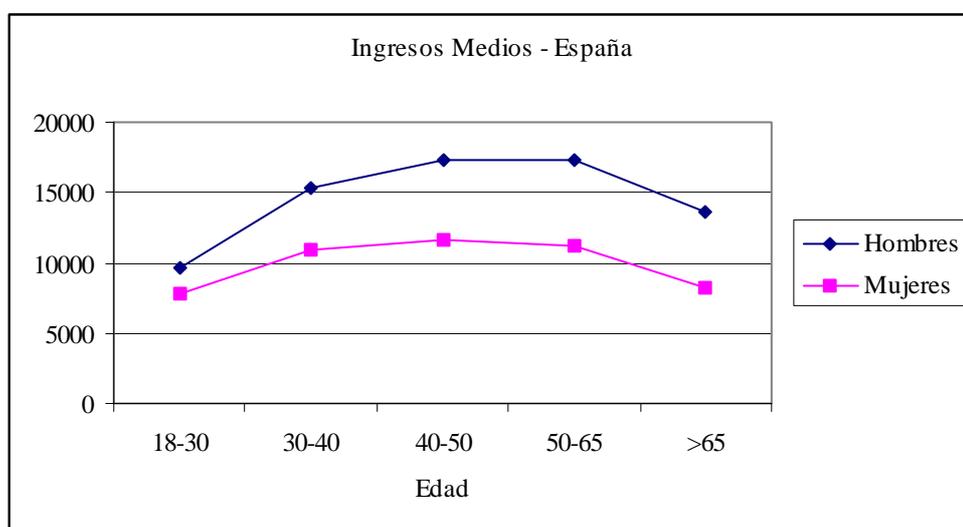
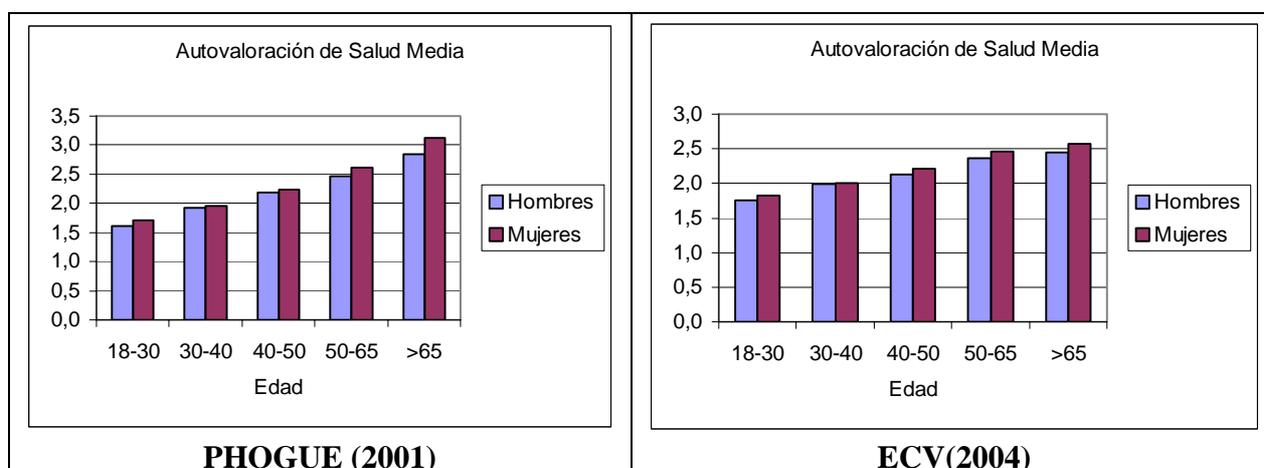


GRÁFICO 7

Autovaloración de salud según género y grupo de edad



No obstante, las diferencias en los ingresos medios pueden reflejar un menor número de horas trabajadas o diferencias en las características de los individuos (nivel educativo, cualificación, experiencia laboral, etc.). Por ello, la brecha salarial que se observa no tiene por qué implicar la existencia de discriminación. Por ejemplo, en Gradin *et al.* (2003) se muestra que la segregación ocupacional tiene un efecto muy importante en las diferencias salariales existentes en Galicia. Es decir, hombres y mujeres con características similares desempeñan trabajos diferentes. En esta misma línea, Del Río *et al.* (2006) analizan los efectos de la discriminación salarial sobre los niveles de pobreza y desigualdad en la distribución de renta de los hogares concluyendo que las mayores brechas salariales por razón de género no se encuentran en las decilas de renta más bajas. Por otra parte, el proceso de envejecimiento de la población europea está ocasionando que un mayor número de mujeres renuncien o reduzcan su participación en el mercado de trabajo para hacerse cargo del cuidado no sólo de los niños sino también de los ancianos (Carmichael y Charles, 2003).

El principal objetivo que nos planteamos ahora es analizar el efecto que la edad y la renta tienen sobre la salud de la población clasificada por género.

A continuación analizaremos los perfiles de la autovaloración de salud media en función de la edad y la renta considerando cinco cohortes de edad. Para ello, utilizaremos la información contenida en el PHOGUE, dado que su diseño nos permite analizar la autovaloración de salud y los ingresos de los individuos durante los ocho años que dura el

panel. Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 14. Así, consideraremos que la autovaloración de salud media depende de la edad de los individuos y de sus ingresos:

$$h_t = h_0 + \alpha_1 A_t + \alpha_2 \mu_t + \beta_1 d_1 + \varepsilon_t,$$

donde:

h_t es la autovaloración de salud media,

A_t es la edad de los individuos –20 años,

μ_t es la media de los logaritmos de las rentas¹⁴,

d_1 es una variable dummy que toma el valor 1 para la cohorte de 1933 y cero en otro caso.

Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 15. De nuevo, se confirma la hipótesis de que la renta de los individuos influye en la salud de los mismos. A mayor renta, menor autovaloración de salud media que tal y como está definida implica mejor salud de los individuos. Los parámetros estimados son altamente significativos y la bondad de ajuste medida con el coeficiente de determinación R^2 , es muy alta ($R^2=0.9586$).

¹⁴ Se han tomado los logaritmos neperianos de los ingresos deflacionados con el objeto de reducir la fuerte asimetría de las distribuciones.

TABLA 14

Medidas de los logaritmos de ingresos anuales (a precios constantes de 1992) y autovaloración de salud. Fuente de datos: PHOGUE

Grupo	Año	Edad	Renta		AVS	
			Media	Varianza	Media	Varianza
Cohorte 1973	1993	20	6.69	2.42	1.67	0.68
	1994	21	7.19	1.89	1.70	0.68
	1995	22	7.78	1.50	1.75	0.67
	1996	23	7.64	1.94	1.78	0.65
	1997	24	7.86	1.91	1.78	0.64
	1998	25	8.15	1.81	1.80	0.63
	1999	26	8.41	1.97	1.86	0.63
	2000	27	8.68	1.71	1.79	0.66
Cohorte 1963	1993	30	8.72	1.76	1.92	0.71
	1994	31	8.91	1.36	1.87	0.71
	1995	32	9.10	0.97	1.95	0.72
	1996	33	8.97	1.39	1.94	0.70
	1997	34	8.99	1.49	2.04	0.77
	1998	35	9.03	1.37	1.99	0.72
	1999	36	9.21	1.22	2.01	0.73
	2000	37	9.10	1.43	2.07	0.78
Cohorte 1953	1993	40	9.16	1.64	2.05	0.70
	1994	41	9.22	1.26	1.92	0.74
	1995	42	9.38	1.08	1.96	0.80
	1996	43	9.36	1.33	2.02	0.67
	1997	44	9.37	1.07	2.21	0.71
	1998	45	9.34	1.29	2.11	0.68
	1999	46	9.28	1.40	2.16	0.72
	2000	47	9.28	1.31	2.26	0.73
Cohorte 1943	1993	50	8.97	1.71	2.53	1.00
	1994	51	9.17	1.26	2.41	0.93
	1995	52	9.25	1.09	2.37	0.98
	1996	53	8.85	1.71	2.50	0.87
	1997	54	8.99	1.46	2.47	0.99
	1998	55	9.03	1.43	2.43	0.79
	1999	56	8.86	1.86	2.46	0.95
	2000	57	9.20	1.16	2.54	0.88
Cohorte 1933	1993	60	8.92	1.64	2.82	1.01
	1994	61	8.99	1.38	2.75	0.97
	1995	62	8.89	1.46	2.72	0.85
	1996	63	8.60	1.99	2.76	0.93
	1997	64	8.94	1.34	2.89	0.98
	1998	65	8.78	1.65	2.75	0.91
	1999	58	8.92	1.25	2.83	0.92
	2000	59	8.74	1.60	2.73	0.87

FUENTE: Elaboración propia

TABLA 15
Estimadores del Modelo. Fuente de datos: PHOGUE

Variable	Coef.	Std. Err.	z	P> z
Edad (A)	0,0242	0,0017	13,96	0,0000
Renta (μ)	-0,0573	0,0299	-1,92	0,0630
d_1	0,1556	0,0497	3,13	0,0030

FUENTE: Elaboración propia

Sin embargo, existen otras variables correlacionadas en este análisis. Por ejemplo, el estrés y el tipo de trabajo pueden deteriorar la salud de los individuos o la percepción que tienen de la misma. Como se ha comentado anteriormente, el Informe Salud y Género 2005, recoge una serie de variables que podrían incidir sobre las desigualdades en salud por razón de género. Entre estas tendríamos tanto características socio-económicas (edad, nivel educativo, renta, condiciones de trabajo, etc), patrones de vida (alimentación, actividad física, sueño, consumo de tabaco, alcohol y drogas ilegales), salud afectiva, enfermedades prevalentes o graves, utilización y satisfacción con los servicios sanitario, etc. No obstante, las encuestas sociodemográficas no son tan detalladas a este respecto aunque generalmente incluyen una sección relativa a la salud. En este sentido es importante destacar la información disponible a la luz del correspondiente cuestionario tanto del PHOGUE como de la ECV (véase ANEXO 2).

Obviamente, la información relativa a salud no es muy abundante sin embargo, la explotación de estos microdatos permitirá relacionarla otros aspectos relacionados con la educación, el empleo, la formación, los ingresos, etc. Una alternativa plausible que mejoraría la información referente a salud de la población se basaría en la utilización de la Encuesta Nacional de Salud-2003 (última disponible hasta la fecha). Sin embargo, nos encontraríamos con otras limitaciones. Así, en este caso, la información relativa a rentas, mercado de trabajo, características socio-económicas de los individuos, etc., es muy escasa. En este sentido, Ruiz-Cantero et al. (2006) han analizado la Encuesta Nacional de Salud desde la perspectiva de género poniendo de manifiesto sus limitaciones respecto a los indicadores de desigualdad social¹⁵.

¹⁵ Así, por ejemplo, en esta encuesta sólo se dispone de los ingresos mensuales del hogar. En particular, la información se basa en la siguiente cuestión: ¿Cuál es el importe mensual de los ingresos del hogar, sumando

Por ello, nos centraremos en el estudio de la autovaloración de salud de los individuos clasificados según género en función de una serie de características que a priori consideramos relevantes y representativas de las características socioeconómicas de los individuos. Dado que la variable dependiente (AVS) toma cinco valores que varían entre “muy bueno” y “muy malo” basaremos el análisis utilizando modelos probit ordenados.

El modelo de partida se formula a partir de una variable latente de salud H^* que no se observa (la “salud real” del individuo) y que depende de una combinación lineal de variables:

$$H^* = \beta'x + \varepsilon,$$

donde x es un vector de variables explicativas, β un vector de coeficientes y ε un término de perturbación aleatoria con distribución normal. La Tabla 16 recoge las variables utilizadas en el análisis.

La variable dependiente en este estudio es el grado de valoración subjetiva de la salud general del individuo. En este sentido, cuanto mayor sea el valor de nuestra variable latente, mayor será la probabilidad de que el individuo declare una categoría más alta en la escala de autovaloración de salud y, por tanto, peor estado de salud. De esta manera, la variable latente H^* no es observable y la respuesta observada de un individuo i , denotada por H_i , es observada según el criterio:

$$H_i = \begin{cases} 0 & \text{si } \gamma_1 \geq H_1^* \\ 1 & \text{si } \gamma_2 \geq H_1^* \geq \gamma_1 \\ \dots & \dots \dots \\ (M-1) & \text{si } H_1^* \geq \gamma_{(M-1)} \end{cases}$$

donde $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{(M-1)}$ son puntos de umbral o barrera. La estimación de los coeficientes del modelo β y de los umbrales γ se realiza maximizando el logaritmo de la función de verosimilitud.

El signo de los coeficientes muestra la dirección de la variación en la probabilidad de pertenecer a la respuesta más elevada debido a un incremento en la correspondiente variable

todas las fuentes (si existe más de una) y deduciendo las retenciones a cuenta por impuestos, cotizaciones sociales y otros pagos asimilados? Con las siguientes posibilidades: a. Menos de 360 euros / b. De 361 a 600 euros / c. De 601 a 900 euros / d. De 901 a 1200 euros / e. De 1201 a 1800 euros / f. De 1801 a 3600 euros / g. De 3601 a 6000 euros / h. Más de 6000 euros

explicativa. Empíricamente consideraremos tanto los microdatos del PHOGUE-2000 (muestra ampliada) como de la ECV (2004).

TABLA 16
Variables y definiciones

Variable	Definición
Autovaloración de la salud (AVS)	Variable ordenada categóricamente que toma los valores 1 (salud muy buena), 2 (salud buena), 3 (salud normal), 4 (salud mala), 5 (salud muy mala)
Edad del individuo (EDAD)	Edad del individuo expresada en años
Situación en la actividad principal (TRABAJA)	1 si el individuo trabaja actualmente 15 o más horas semanales, 0 en otro caso (en el PHOGUE) 1 si el individuo trabaja a tiempo completo, 0 en otro caso (en la ECV)
Ingresos del individuo (INGRESOS)	Logaritmo de los ingresos
Nivel más alto de estudios completado (ESTUDIOSSUP)	1 si el individuo es titulado superior, 0 en otro caso
Enfermedades crónicas (ENF-CRONI)	1 si el individuo tiene alguna enfermedad crónica física o mental o alguna incapacidad o deficiencias crónicas, 0 en otro caso
(*)No Fumador (NOFUMA)	1 si nunca ha fumado, 0 en otro caso
(*)Acudir médico (ACUDE-MED)	Número de veces que ha tenido que ir a la consulta de medicina general durante los últimos doce meses naturales
(**) Necesidad de acudir a consultas (NECEMED)	1 si el individuo ha tenido necesidad, en alguna ocasión durante los últimos 12 meses, de asistir a la consulta de un médico (excepto dentista) o de recibir tratamiento médico y no ha podido, 0 en otro caso

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE 2000 (muestra ampliada) y la ECV (2004)

(*) Esta información no está disponible en la ECV.

(**) Esta información no está disponible en el PHOGUE.

De los resultados obtenidos (Tablas 17 y 18) pueden extraerse conclusiones importantes. En primer lugar, en cada una de las encuestas consideradas no existen diferencias en cuanto a los signos de los coeficientes estimados atendiendo al género de los individuos. Así, se observa un efecto positivo de los ingresos sobre la AVS tanto de los hombres como de

las mujeres en ambas encuestas. En segundo lugar, el hecho de que el individuo trabaje más de 15 horas semanales tiene un efecto positivo según el PHOGUE y un efecto negativo según la ECV motivado quizás por la diferente definición de la variable o por la evolución que ha tenido la incorporación de la mujer al mercado laboral. Con respecto al nivel de estudios, también existen discrepancias entre ambas encuestas. Finalmente, los coeficientes estimados de las variables ENFCRONI, ACUMED y NECEMED tienen los signos esperados. En ambas encuestas, suponen un peor estado de salud.

Tabla 17

Estimación del modelo probit ordenado para la Autovaloración del estado de salud de los individuos. España. Año 2000.

Fuente de datos: PHOGUE 2000 (muestra ampliada)

HOMBRES					MUJERES				
	Coef.	Std. Err.	z	P>z		Coef.	Std. Err.	z	P>z
EDAD	0,0483	0,0031	15,53	0,0000	EDAD	0,0432	0,0029	14,78	0,0000
EDAD ²	-0,0003	0,0000	-8,91	0,0000	EDAD ²	-0,0002	0,0000	-7,53	0,0000
TRABAJA	-0,2443	0,0265	-9,23	0,0000	TRABAJA	-0,1312	0,0276	-4,75	0,0000
INGRESOS	-0,0212	0,0078	-2,71	0,0070	LOGINGRESOS	-0,0135	0,0065	-2,07	0,0380
ESTUDIOSSUP	0,2656	0,0283	9,38	0,0000	ESTUDIOSSUP	0,3101	0,0291	10,64	0,0000
ENFCRONI	1,3884	0,0266	52,25	0,0000	ENFCRONI	1,3800	0,0279	49,44	0,0000
NOFUMA	-0,1173	0,0194	-6,06	0,0000	NOFUMA	-0,0134	0,0239	-0,56	0,5750
ACUDEMED	0,0429	0,0019	22,97	0,0000	ACUDEMED	0,0400	0,0017	23,29	0,0000
Cut1	0,2961	Log, Likelihood	-15,006,74		Cut1	0,4241	Log, Likelihood	-12459,45	
Cut2	2,2335	Pseudo R ²	0,2331		Cut2	2,2814	Pseudo R ²	0,2504	
Cut3	3,5468	Nº observaciones	15821		Cut3	3,5214	Nº observaciones	12494	
Cut4	4,9811				Cut4	5,0311			

Fuente: Elaboración propia a partir

Tabla 18

Estimación del modelo probit ordenado para la Autovaloración del estado de salud de los individuos. España. Año 2004.

Fuente de datos: ECV 2004

HOMBRES					MUJERES				
	Coef.	Std. Err.	z	P>z		Coef.	Std. Err.	z	P>z
EDAD	0,0595	0,0077	7,69	0,0000	EDAD	0,0533	0,0092	5,77	0,0000
EDAD ²	-0,0004	0,0001	-4,07	0,0000	EDAD ²	-0,0003	0,0001	-2,88	0,0040
TRABAJA	0,0096	0,0261	0,37	0,7140	TRABAJA	0,0101	0,0306	0,33	0,7410
INGRESOS	-0,1083	0,0194	-5,57	0,0000	INGRESOS	-0,0960	0,0178	-5,38	0,0000
ESTUDIOSSUP	-0,1806	0,0297	-6,07	0,0000	ESTUDIOSSUP	-0,2837	0,0334	-8,49	0,0000
ENFCRONI	1,0914	0,0375	29,13	0,0000	ENFCRONI	1,1381	0,0435	26,16	0,0000
NECEMED	0,3789	0,0528	7,18	0,0000	NECEMED	0,3968	0,0543	7,31	0,0000
Cut1	-0,0970	Log, Likelihood	-7454,7340		Cut1	-0,2016	Log, Likelihood	-5661,9250	
Cut2	1,7513	Pseudo R ²	0,1068		Cut2	1,6513	Pseudo R ²	0,1139	
Cut3	2,9456	Nº observaciones	7643		Cut3	2,7923	Nº observaciones	5764,	
Cut4	3,9563				Cut4	3,7859			

Fuente: Elaboración propia a partir

5. SALUD Y ACTIVIDAD LABORAL DE LAS MUJERES: UNA EXPLICACIÓN PARCIAL

A pesar del incremento experimentado en España en la tasa de actividad de las mujeres, estas siguen estando a cargo del hogar y se ocupan no sólo del cuidado del marido y de los hijos sino también de las personas mayores. Evidentemente la renta es un factor determinante en la salud de la población pero también la relación existe en sentido contrario. Es decir, el estado de salud de la población contribuye a explicar diferencias en el nivel de rentas de los individuos¹⁶. Autores como Muskin (1962), Grossman y Benham (1974), y más recientemente, Contoyannis y Rice (2001) destacan el impacto de salud sobre los salarios de los individuos.

Sin embargo, la autovaloración de la salud no deja de ser una medida subjetiva y cuya valoración por parte de los individuos está influenciada por otros aspectos como son la salud de otros miembros del hogar (cónyuge o pareja, hijos, etc.). Así por ejemplo, la literatura relativa a la relación entre la salud del marido y la participación de las mujeres en el mercado laboral no es muy extensa y en algunos casos contradictoria. En este sentido destacan los trabajos de Parsons (1977), Berger (1983), Berger y Fleisher (1984) y más recientemente Siegel (2006). Así, Parsons (1977), utilizando la *National Longitudinal Survey of Older Man* muestra que el número de horas trabajadas y los ingresos descienden con la edad pero esta caída es aún mayor cuando la salud es mala o muy mala. Además, observa que si se produce un incremento de los ingresos del hogar es debido fundamentalmente a que se perciben mayores prestaciones sociales y no a un incremento de las horas trabajadas por otros miembros del hogar. Sin embargo, Berger y Fleisher (1984) muestran que se produce un pequeño incremento en el número de horas que trabajan las mujeres cuando se reduce el estado de salud de sus maridos.

Anteriormente, se ha puesto de manifiesto que los ingresos medios de las mujeres en España son claramente inferiores a los de los hombres. Realidad por otra parte ampliamente conocida. Sin embargo, se observa un estancamiento de los ingresos de las mujeres a partir de los 50 años, antes de lo que cabría esperar teniendo en cuenta la teoría del ciclo vital. Este

¹⁶ Una mejor salud del trabajador revierte en mayor productividad, menor número de días de baja laboral, incrementa la asistencia a centros educativos, reduce las necesidades de cuidados especiales por parte de otros miembros de la familia, reduce el gasto sanitario, etc.

hecho puede deberse a varios motivos, uno de los cuales y como mostraremos a continuación es la salud del cónyuge o pareja que afecta considerablemente a la oferta de trabajo de las mujeres y por ende al número de horas que trabaja y a sus ingresos. De esta manera, las mujeres se plantean cuidar de la salud de la familia, con lo cual renuncian a su vida laboral, o comprar estos cuidados (Siegel, 2006).

Con objeto de estudiar la posible relación entre la participación de las mujeres en el mercado laboral y la salud de sus maridos, plantearemos un sencillo pero intuitivo análisis basado en los modelos probit. Así, la variable dependiente que se utiliza en el análisis empírico es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la mujer trabaja y 0 en otro caso. El conjunto de factores de tipo socioeconómico se incluye en un vector x que se considera en el modelo de probabilidad en función de la siguiente regresión:

$$E(y | x) = F(x, \beta) . \quad (1)$$

El conjunto de parámetros β refleja el impacto de los cambios en x sobre la correspondiente probabilidad. Con objeto de poder estimar esta ecuación, una especificación de tipo no lineal de $F(\cdot)$ puede evitar la inconsistencia lógica y la posibilidad de predecir probabilidades más allá del intervalo $[0,1]$. Las especificaciones paramétricas no lineales más comunes son los modelos logit y probit que han de ser tenidos en cuenta en este caso. Por tanto, en este supuesto se va a utilizar una interpretación basada en una variable dependiente que se expresará del modo siguiente (Jones, 2001; Greene, 2003). Sea

$$\begin{aligned} y &= 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ y &= 0 & \text{si } y_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

donde

$$y^* = x' \beta + \varepsilon , \quad (3)$$

Y si la distribución es simétrica, como la normal y la logística, entonces:

$$\Pr(y = 1 | x) = \Pr(y_i^* > 0 | x) = \Pr(\varepsilon < x' \beta | x) = F(x' \beta) . \quad (4)$$

Si se supone que ε sigue una distribución estándar normal, se obtiene el modelo probit, mientras que si se supone una distribución estándar logística, se obtiene el modelo

logit. En este caso, nos basaremos en los resultados obtenidos a través del modelo probit. Dichos modelos son estimados normalmente por máxima verosimilitud.

En este caso, utilizaremos información de aquellos individuos que viven en pareja o están casados. La curva representativa de la actividad laboral en los hombres es una “U” invertida mientras que en las mujeres varía dependiendo de la tasa de actividad de las mujeres en cada país (De Villota y Ferrari, 1997; Zarate, 2003).

Supondremos que la participación de las mujeres en el mercado laboral depende de su salario potencial, del salario de reserva y obviamente del nivel educativo, la edad y la experiencia laboral. Asimismo, su salario de reserva depende de otros factores como su propia salud y la salud de su pareja así como de otras características del hogar (número de hijos, etc.). Las variables incluidas en el análisis así como los resultados de la estimación se muestran en las Tablas 19 y 20, respectivamente.

TABLA 19
Variables y definiciones

Variable	Definición
Autovaloración de la salud (AVS)	1 si la salud del individuo es mala o muy mala, 0 en otro caso. Esta variable se distingue según género
Edad de la mujer (EDAD)	Edad del individuo expresada en años
Situación en la actividad principal (TRABAJA)	1 si la mujer trabaja actualmente 15 o más horas semanales, 0 en otro caso
Ingresos del cónyuge o pareja (ING-CON)	Logaritmo de los ingresos del conyuge o pareja
Nivel más alto de estudios completado (UNIVERSIT)	1 si la mujer es titulada universitario (de ciclo corto o largo), 0 en otro caso
Enfermedades crónicas (ENF-CRONI)	1 si el individuo tiene alguna enfermedad crónica física o mental o alguna incapacidad o deficiencias crónicas, 0 en otro caso
Tamaño del hogar (HHSIZE)	Número de miembros del hogar

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE 2000 (muestra ampliada).

TABLA 20

Resultados de la estimación del modelo probit. Variable dependiente: TRABAJA

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	dF/dx	Std. Err.
EDAD	0,1124	0,0318	3,54	0,000	0,0448	0,0127
EDAD ²	-0,0015	0,0004	-4,03	0,000	-0,0006	0,0001
UNIVERSIT	0,7796	0,1430	5,45	0,000	0,2954	0,0488
AVS MUJ	-0,6368	0,3510	-1,81	0,070	-0,2415	0,1190
AVS HOM	0,2752	0,3054	0,90	0,368	0,1083	0,1175
ENF-CRONI MUJ	-0,2316	0,2161	-1,07	0,284	-0,0920	0,0849
ENF-CRONI HO	-0,0726	0,1950	-0,37	0,710	-0,0290	0,0777
ING-CON	-3,15E-08	4,19E-08	-0,75	0,453	0,0000	0,0000
HHSIZE	-0,1489	0,0370	-4,03	0,000	-0,0594	0,0147

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE 2000 (muestra ampliada).

Como conclusiones más relevantes podemos destacar las siguientes. La participación de la mujer en el mercado de trabajo depende considerablemente de su nivel educativo y de su propia salud, pero débilmente de los ingresos de su cónyuges o pareja. La situación con respecto a las décadas de los 80 y 90 se ha modificado. En 1980/81, la mujer participaba más en el mercado de trabajo cuanto menor era el ingreso del marido, aunque esta relación se invertía considerablemente en las decilas de renta más altas en la década de los 90 (véase Gradín y Otero, 2001). Es decir, las mujeres cuyos maridos tienen ingresos altos, tienen una mayor participación en el mercado laboral. En este sentido, Prieto y Rodríguez (2003) también han destacado las características personales (en particular, edad, nivel educativo y número de miembros del hogar) como factores determinantes de la participación laboral de las mujeres casadas. Es de destacar el papel significativo que tiene en este análisis el número de miembros del hogar. La participación laboral de las mujeres depende negativamente de esta variable. Una explicación plausible puede basarse en el hecho de que cuánto mayor es el número de miembros del hogar, mayor es el número de horas que las mujeres tienen que dedicar al cuidado de los mismos (ya sean niños o mayores) y por tanto, menor probabilidad de trabajar fuera del hogar.

6. COMENTARIOS FINALES

En este trabajo se analiza la situación relativa de mujeres y hombres desde el punto de vista de las desigualdades en salud. En España, existe una clara relación positiva entre renta y salud medida tanto a través de la esperanza de vida (indicador objetivo) como de la autovaloración de salud (indicador subjetivo).

En 1996, la diferencia en la esperanza de vida entre mujeres y hombres era de 7.3 años, sin embargo, en el año 2004, esta diferencia es tan “sólo” de 6.6 años. Sin embargo, la autovaloración de la salud de las mujeres es siempre peor que la de los hombres aunque estas diferencias, contrastadas a través del PHOGUE y la ECV, han ido reduciéndose en los últimos años. La mayor incorporación de la mujer al mercado de trabajo y el cambio en los estilos de vida está provocando este “empeoramiento” de la salud de las mujeres en términos relativos.

Cuando comparamos la salud de la población por género y cohortes de edad se observa que las diferencias salariales entre ambos sexos siguen manteniéndose. Sin embargo, podemos apreciar un cierto proceso de convergencia en España que se pone de manifiesto especialmente en la población con edades comprendidas entre los 30 y los 40 años. No debemos olvidar el alto índice de mujeres que los últimos años han obtenido su correspondiente titulación de grado superior que nos permite afirmar que existe un porcentaje de mujeres muy calificadas en la franja de edad que se sitúa entre los 25 y los 40 años.

Por otra parte, teniendo en cuenta los ingresos del cónyuge o pareja, la participación de la mujer en el mercado laboral y el número de horas que trabaja puede depender, aunque los resultados no son significativos, de la salud del cónyuge o pareja. Así, si éste tiene alguna enfermedad crónica física o mental o alguna incapacidad o deficiencias crónicas, disminuye la probabilidad de que las mujeres trabajen fuera del hogar. Asimismo, existen otros factores como la salud de la mujer, la edad, su nivel educativo y el número de miembros del hogar, que sí afectan significativamente en esta decisión. En este sentido, si la salud de la mujer es mala o muy mala, disminuye la probabilidad de que trabaje un 24.15% mientras que si la mujer es titulada superior aumenta la probabilidad de que trabaje un 29.54%. Es de esperar, que el mayor nivel educativo medio de la población y los cambios producidos en el mercado laboral, tiendan a reducir aún más las diferencias existentes en la salud de la población según género.

BIBLIOGRAFÍA

- Artazcoz, L.; Escribá-Aguir, V.; Cortés, I. (2004). “Género, Trabajos y Salud en España”. *Gaceta Sanitaria*, 18, 24-35.
- Astellarra, J. (2004). *Políticas de Género en la Unión Europea y Algunos Apuntes sobre América Latina*. Naciones Unidas y CEPAL.
- Berger, M. (1983). “Labor Supply and Spouse’s Health: The Effects of Illness, Disability and Mortality”. *Social Science Quarterly*, 64, 494-509.
- Berger, M.; Fleisher, B. (1984). “Husband’s Health and Wife’s Labor Supply”. *Journal of Health Economics*, 3, 63-75.
- Cantarero, D., Pascual, M., Sarabia, J.M. (2005). “Effects of income inequality on population health: new evidence from the European Community Household Panel”. *Applied Economics*, 37, Number 1, 87-91.
- Cantero, M.T., Papí, N.; Carbrera, V.; Ruiz, A.; Alvarez-Dardet, C. (2006). “Los Sistemas de Género en la Encuesta Nacional de Salud”. *Gaceta Sanitaria*, 6(20), 427-441.
- Carmichael, F.; Charles, S. (2003). “The Opportunity Costs of Informal Care: Does Gender Matter?”. *Journal of Health Economics*, 22, 781-803.
- Contoyannis, P.; Rice, N. (2001). “The impact of Health on Wages: Evidence from the British Household Panel Survey”. *Empirical Economics*, 26, 599-622.
- Creedy, J. (1992). *Income Inequality and the Life Cycle*. Edward Elgar.
- Creedy, J.; Hart, P.E. (1979). “Age and the Distribution of Earnings”. *The Economic Journal*, 89, 280-293.
- Creedy, J.; Hart, P.E.; Jonsson, A.; Klevmarken, N.A. (1981). “The Distribution of Cohort Incomes in Sweden, 1960-1973: A Comparative Static Analysis”. Incluido en: *The Dynamics of Income*. Editado por N. Anders Klevmarken y Johan A. Lybec. Bistol, Tieto Ltd.
- Deaton A. (1999). “Inequalities in income and inequalities in health”. *National Bureau of Economic Research Working Paper, WP 7141*, Cambridge, Mass.
- Del Río, C. (2003). “¿Existe Discriminación de Género en el Mercado de Trabajo Gallego?”. En Xosé H. Vázquez-Vicente (ed.), *Economía e Sociedade*, Edicións Xerais de Galicia, Vigo, 307-332.
- Del Río, C.; Gradín, C.; Cantó, O. (2006). “Pobreza y Discriminación Salarial por Razón de Género en España”. *Documentos de Trabajo*, 0606, Universidad de Vigo.

- De Villota, P.; Ferrari, I. (1997). “Los Efectos del Sistema Fiscal sobre el Trabajo de las Mujeres: El Caso Español”. *Gaceta Fiscal*, 152, 65-89.
- Del Río, C.; Gradín, C.; Cantó, O. (2006). “Pobreza y Discriminación Salarial por Razón de Género en España”. *Documento de Trabajo*, 0606. Universidad de Vigo, Departamento de Economía Aplicada.
- Ettner, S. (1996). “New evidence on the relationship between income and health”. *Journal of Health Economics*, 15, 67-85.
- Fuchs, V. (2004). “Reflections on the socio-economic correlates of health”. *Journal of Health Economics*, 23, pp. 653-661.
- Gove, W. R.; Hughes, M. (1979). “Possible causes of the apparent sex differences in physical health: an empirical investigation”. *American Sociological Review*, 44, 126-146.
- Gradín, C.; Otero, J.S.; (2001). Incorporación laboral de la mujer en España y su efecto sobre la Desigualdad en la Renta Familiar, *Ekonomiaz*, 47, 226-246.
- Gradín, C.; Otero, J.S.; Arévalo, R. (2003). *Elementos Explicativos de la Distribución de la Renta en Galicia: Género, Mercado de Trabajo y Vivienda*. Instituto de Estudios Económicos de Galicia. Fundación Pedro Barrié de la Maza, A Coruña.
- Greene, W.H. (2003). *Econometric Analysis*. 5th Edition, Prentice Hall, New York.
- Grossman, M.; Benham, L. (1974). “Health, Hours and Wages”. En *The Economics of Health and Medical Care*. M. Perlman (ed), 205-233.
- Haug, M.R.; Folmar, S.J. (1986). “Longevity, Gender and Life Quality”. *Journal of Health and Social Behavior*, 27(4), 332-345.
- Jones, A.M. (2001). *Applied Econometrics for Health Economists-A practical guide*. Office of Health Economics, Whitehall London.
- Kessler, R.C; McLeod, J. (1984). “Sex Differences in Vulnerability to Undesirable Life Events”. *American Sociological Review*, 49, 620-631.
- Leigh, J.P.; Hunter, C. (1992). “Health Policy and the Distribution of Lifetime Income”. *The Milbank Quarterly*, 70(2), 341-359.
- Lerman, R.; Yitzhaki, S. (1985). “Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Implications to the United States”. *The Review of Economics and Statistics*, 67(1), 151-156.
- López-Casasnovas, G.; Rivera, B. (2002). “Las Políticas de Equidad en Salud y las Relaciones entre Renta y Salud”. *Hacienda Pública Española*, 161(2), 99-126.

- Marín, M.R. (2002). “Tasa de Actividad Femenina y Fecundidad. ¿Ser madre o Ser Activa?”. *Boletín Económico de Información Comercial Española*, 2723, 21-28.
- Mete, C. (2005). “Predictors of Elderly Mortality: Health Status, Socioeconomic Characteristics and Social Determinants of Health”. *Health Economics*, 14, 135-148.
- Ministerio de Sanidad y Consumo (2006). *Informe Salud y Género 2005*. Plan de calidad para el Sistema Nacional de Salud.
- Moltó, M.L.; Valiente, C. (2003). *Evaluation of the 2003 National Action Plan on Employment from a Gender-Equality Perspective*, Report for the European Commission Group of Experts “Gender and Employment”, EGGE.
- Montoya, M.D. (2002). “Socio-economic Health Inequalities in Brazil: Gender and Age Effects”. *Health Economics*, 11, 141-154.
- Mushkin, S. (1962). “Health as an Investment”. *Journal of Political Economy*, 129-157.
- Parsons, D. (1977). “Health, Family Structure and Labor Supply”. *American Economic Review*, 67, 703-712.
- Pascual, M. (2006). “The Distribution of Income over Life: An Empirical Approach”. *Applied Economics Letters*. Vol. 13, PP. 431-434.
- Pazos, M. (2000). “La Reforma del IRPF desde la Perspectiva de la Política Familiar”. *Hacienda Pública Española*, 155.
- Pazos, M. (2005). “La Política Familiar y el Trabajo de las Mujeres”. *Mimeo*.
- Pena, J.B. (1993). “Distribución Personal de las Rentas Primarias por Cohortes. Efectos de la Edad sobre la Distribución”. *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza, La Distribución de la Renta*, Vol. II, 221-237.
- Pérez, C. (2006). *Econometría de las Series Temporales*. Pearson, Prentice Hall.
- Preston, S.H. (1975). “The changing relation between mortality and level of economic development”. *Population Studies*, 29, 231-248.
- Prieto, J.; Rodríguez, C. (2003). “Participation of Married Women in the European Labor Market and the Added Worker Effect”, *Journal of Socio-Economics*, 32, 429-446.
- Rodgers, G.B. (1979). “Income and inequality as determinants of mortality: An international cross-section analysis”. *Population Studies*, 39, pp. 343-351. (Also available like reprints and reflections in *International Journal of Epidemiology* (2002), 31, 533-538).
- Ruiz-Cantero, M.T.; Papí, N.; Carbrera, V.; Ruiz, A.; Álvarez, C. (2006). “Los Sistemas de Género y/en la Encuesta Nacional de Salud”. *Gaceta Sanitaria*, 20(6), 427-434.

- Ruiz-Castillo, J.; Sastre, M. (2001). "Distributive Implications of Member Level Income Aggregation within the Household". *Economics of Transition*, 9(2), 487-513.
- Sanz, J.F. (2001). "Oferta de Trabajo y Análisis de Bienestar de Reformas del Impuesto sobre la Renta utilizando Microdatos: Una Aplicación a las Mujeres Casadas Británicas". En *Desigualdad, Redistribución y Bienestar: Una Aproximación a partir de la Microsimulación de Reformas Fiscales*. J.M. Labeaga y M. Mercader (coords.). Instituto de Estudios Fiscales.
- SESPAS (2004). *Informe SESPAS 2004: La Salud Pública desde la Perspectiva de Género y Clase Social*. Gaceta Sanitaria.
- Shorrocks, A.F. (1983). "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes". *Econometrica*, 50(1), 193-211.
- Siegel, J.S. (2006). "Measuring the Effect of Husband's Health on Wife's". *Health Economics*, 15, 579-601.
- Strauss, J.; Gertler, P.J.; Rahman, O.; Fox, K. (1993). "Gender and Life-Cycle Differentials in the Patterns and Determinants of Adult Health". *The Journal of Human Resources*, 28(4), 791-837.
- Verbrugge, L.M. (1985). "Gender and Health: An Update on Hypotheses and Evidence". *Journal of Health and Social Behavior*, 26, 156-182.
- Verbrugge, L.M. (1989). "The Twain Meet: Empirical Explanations of Sex Differences in Health and Mortality". *Journal of Health and Social Behavior*, 30(3), 282-303.
- Zarate, A. (2003). "Incentivos Fiscales y Sociales a la Incorporación de la mujer al Mercado de Trabajo". *Documentos del Instituto de Estudios Fiscales*, N.º 1/03.
- Waldmann, R.J. (1992). "Income distribution and infant mortality". *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1283-302.
- Wilkinson, R.G. (1996). *Unhealthy societies: the afflictions of inequality*. Routledge, London.

ANEXO 1

TABLA A.1

Estadística Descriptiva de los Ingresos Anuales de los Individuos por Grupos de Edad. Fuente de datos: PHOGUE (muestra ampliada)

HOMBRES	18 ≤ Edad ≤ 30			30 < Edad ≤ 40			40 < Edad ≤ 50		
	Media	Desv.Tip.	C.V.	Media	Desv.Tip.	C.V.	Media	Desv.Tip.	C.V.
GALICIA	909172	854180	1,06	1732131	1133780	1,53	2443840	2022003	1,21
ASTURIAS	857295	833021	1,03	1696345	982986	1,73	2493767	1378536	1,81
CANTABRIA	993615	808814	1,23	2011269	1172395	1,72	2272622	1214292	1,87
PAIS VASCO	1295132	1163277	1,11	2248560	1076299	2,09	3001850	2208682	1,36
NAVARRA	1422950	842167	1,69	2625958	2773295	0,95	2558722	1194015	2,14
LA RIOJA	1279575	815557	1,57	2386775	1426989	1,67	2528112	2293533	1,10
ARAGÓN	1079571	986815	1,09	2365876	1247687	1,90	2808009	2294645	1,22
MADRID	1274628	1438364	0,89	2580711	1650134	1,56	3154509	2360063	1,34
C.LEÓN	985294	934648	1,05	2042782	1120597	1,82	2524027	2066401	1,22
C.MANCHA	1108592	749915	1,48	1827013	920808	1,98	2135576	1349267	1,58
EXTREMADURA	949029	683213	1,39	1677215	1012421	1,66	1776292	1257162	1,41
CATALUÑA	1416674	964092	1,47	2405566	1261982	1,91	2911129	2123519	1,37
C.VALENCIANA	1154939	838536	1,38	1989783	1169454	1,70	2171004	1157880	1,87
BALEARES	1228181	1013308	1,21	2110658	2409285	0,88	2307616	1435834	1,61
ANDALUCÍA	988547	832417	1,19	1760841	1114077	1,58	1963449	1189482	1,65
MURCIA	1080046	759889	1,42	1611817	946354	1,70	2011470	1087558	1,85
CANARIAS	1066739	802363	1,33	1852557	1314572	1,41	2332668	1679878	1,39

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA A.1 (continuación)

Estadística Descriptiva de los Ingresos Anuales de los Individuos por Grupos de Edad. Fuente de datos: PHOGUE (muestra ampliada)

HOMBRES	50 < Edad ≤ 65			Edad > 65		
	Media	Desv.Tip.	C.V.	Media	Desv.Tip.	C.V.
GALICIA	1832703	1753101	1,05	1289222	694826	1,86
ASTURIAS	2342713	1648629	1,42	1560522	837409	1,86
CANTABRIA	1884917	975887	1,93	1566286	866085	1,81
PAIS VASCO	2403093	1370419	1,75	1687693	743469	2,27
NAVARRA	2456814	1565865	1,57	1369547	694300	1,97
LA RIOJA	2393485	1493815	1,60	1364535	699750	1,95
ARAGÓN	2358892	1537052	1,53	1520321	689426	2,21
MADRID	3035809	4149927	0,73	1977154	1247866	1,58
C.LEÓN	2119252	1450710	1,46	1317930	714424	1,84
C.MANCHA	1730289	1121775	1,54	1251093	547687	2,28
EXTREMADURA	1477444	1078502	1,37	1232075	616556	2,00
CATALUÑA	2466081	2136833	1,15	1634256	983002	1,66
C.VALENCIANA	1802605	1167059	1,54	1400135	978210	1,43
BALEARES	2034518	1376421	1,48	1616566	1103535	1,46
ANDALUCÍA	1883532	1521915	1,24	1382907	1215121	1,14
MURCIA	1780050	1078809	1,65	1336129	796145	1,68
CANARIAS	1764180	1225505	1,44	1271874	709677	1,79

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA A.2

Estadística Descriptiva de los Ingresos Anuales de los Individuos por Grupos de Edad. Fuente de datos: PHOGUE (muestra ampliada)

MUJERES	18 ≤ Edad ≤ 30			30 < Edad ≤ 40			40 < Edad ≤ 50		
	Media	Desv.Tip.	C.V.	Media	Desv.Tip.	C.V.	Media	Desv.Tip.	C.V.
GALICIA	570837	654268	0,87	1325878	1037194	1,28	1204291	1136639	1,06
ASTURIAS	725971	665819	1,09	1319469	1226736	1,08	1164228	1116594	1,04
CANTABRIA	574693	616950	0,93	1203405	856450	1,41	1299242	941835	1,38
PAIS VASCO	760564	796260	0,96	1572064	1039257	1,51	1757305	1210363	1,45
NAVARRA	860822	839434	1,03	1634868	1071847	1,53	1667744	1130156	1,48
LA RIOJA	1100679	717928	1,53	1394568	1033134	1,35	1451981	917344	1,58
ARAGÓN	628349	667792	0,94	1619440	1315093	1,23	1944232	1977607	0,98
MADRID	1005174	916124	1,10	1740832	1150330	1,51	1971017	1534041	1,28
C.LEÓN	710960	750161	0,95	1408031	1174800	1,20	1555190	1330459	1,17
C.MANCHA	670513	667576	1,00	1253962	935313	1,34	1294901	1035337	1,25
EXTREMADURA	815154	769411	1,06	1231531	912572	1,35	1172964	992447	1,18
CATALUÑA	1056283	819032	1,29	1739753	1130939	1,54	1842316	1388242	1,33
C.VALENCIANA	982742	1046590	0,94	1242309	814930	1,52	1508095	1040351	1,45
BALEARES	1122718	762931	1,47	1588517	1475205	1,08	1466179	846652	1,73
ANDALUCÍA	586642	650407	0,90	1151076	999613	1,15	1315142	1054415	1,25
MURCIA	788711	680658	1,16	1053455	872607	1,21	1270527	1260459	1,01
CANARIAS	798865	775016	1,03	1204016	1183634	1,02	1696779	2394207	0,71

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA A.2 (continuación)

Estadística Descriptiva de los Ingresos Anuales de los Individuos por Grupos de Edad. Fuente de datos: PHOGUE (muestra ampliada)

MUJERES	50 < Edad ≤ 65			Edad > 65		
	Media	Desv.Tip.	C.V.	Media	Desv.Tip.	C.V.
GALICIA	865758	1042841	0,83	922586	466247	1,98
ASTURIAS	961334	868239	1,11	950634	512922	1,85
CANTABRIA	1016536	884008	1,15	949225	526125	1,80
PAIS VASCO	1099071	1086691	1,01	935239	496269	1,88
NAVARRA	872451	992577	0,88	882754	813640	1,08
LA RIOJA	949417	841929	1,13	904775	528016	1,71
ARAGÓN	1360412	1294224	1,05	887983	565786	1,57
MADRID	1187309	1241739	0,96	1055460	922163	1,14
C.LEÓN	1102742	1347533	0,82	963498	731712	1,32
C.MANCHA	873688	960771	0,91	835423	883256	0,95
EXTREMADURA	1031540	1057903	0,98	821243	357488	2,30
CATALUÑA	1195531	1101594	1,09	943482	552962	1,71
C.VALENCIANA	1039901	1374087	0,76	855371	503947	1,70
BALEARES	1194777	1260230	0,95	946832	654129	1,45
ANDALUCÍA	771281	804987	0,96	820820	456605	1,80
MURCIA	787747	668907	1,18	823232	538707	1,53
CANARIAS	918834	1196938	0,77	773759	549823	1,41

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA A.3
Estimadores del Modelo. Fuente de datos: PHOGUE

CANTABRIA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	8,4926	0,5623	15,10	0,0000
Edad	0,2303	0,0267	8,61	0,0000
Edad ²	-0,0023	0,0003	-7,86	0,0000
R^2	0,6652			
Edad con ingresos máx.	49,86			
GALICIA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	8,4590	0,6233	13,57	0,0000
Edad	0,2202	0,0296	7,43	0,0000
Edad ²	-0,0022	0,0003	-6,81	0,0000
R^2	0,5910			
Edad con ingresos máx	49,64			
ASTURIAS	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	9,2740	0,5451	17,01	0,0000
Edad	0,1890	0,0259	7,29	0,0000
Edad ²	-0,0019	0,0003	-6,64	0,0000
R^2	0,5891			
Edad con ingresos máx	49,92			
PAÍS VASCO	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	7,1782	0,9404	7,63	0,0000
Edad	0,3060	0,0447	6,84	0,0000
Edad ²	-0,0032	0,0005	-6,59	0,0000
R^2	0,5022			
Edad con ingresos máx	47,24			
NAVARRA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	8,8490	0,7292	12,13	0,0000
Edad	0,2407	0,0347	6,94	0,0000
Edad ²	-0,0026	0,0004	-6,94	0,0000
R^2	0,5020			
Edad con ingresos máx	45,51			
LA RIOJA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	10,8645	0,5089	21,35	0,0000
Edad	0,1430	0,0242	5,91	0,0000
Edad ²	-0,0015	0,0003	-5,65	0,0000
R^2	0,4340			
Edad con ingresos máx	47,57			

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A.3 (continuación)
Estimadores del Modelo. Fuente de datos: PHOGUE

ARAGÓN	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	7,1240	0,6354	11,21	0,0000
Edad	0,2971	0,0302	9,83	0,0000
Edad ²	-0,0030	0,0003	-9,01	0,0000
R^2	0,7170			
Edad con ingresos máx	49,64			
MADRID	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	7,9886	0,5844	13,67	0,0000
Edad	0,2684	0,0278	9,66	0,0000
Edad ²	-0,0028	0,0003	-9,15	0,0000
R^2	0,6783			
Edad con ingresos máx	48,01			
CASTILA Y LEON	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	8,2968	0,5913	14,03	0,0000
Edad	0,2412	0,0281	8,58	0,0000
Edad ²	-0,0025	0,0003	-8,03	0,0000
R^2	0,6353			
Edad con ingresos máx	48,59			
C. LA MANCHA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	9,9399	0,5720	17,38	0,0000
Edad	0,1717	0,0272	6,31	0,0000
Edad ²	-0,0018	0,0003	-6,05	0,0000
R^2	0,4648			
Edad con ingresos máx	47,45			
EXTREMADURA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	10,4614	0,5378	19,45	0,0000
Edad	0,1419	0,0256	5,55	0,0000
Edad ²	-0,0014	0,0003	-5,12	0,0000
R^2	0,4367			
Edad con ingresos máx	49,26			
CATALUÑA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	9,9865	0,4201	23,77	0,0000
Edad	0,1892	0,0200	9,47	0,0000
Edad ²	-0,0020	0,0002	-9,21	0,0000
R^2	0,6546			
Edad con ingresos máx	46,78			

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A.3 (continuación)
Estimadores del Modelo. Fuente de datos: PHOGUE.

C VALENCIANA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	10,1303	0,4971	20,38	0,0000
Edad	0,1668	0,0236	7,06	0,0000
Edad ²	-0,0018	0,0003	-6,83	0,0000
R^2	0,5144			
Edad con ingresos máx	46,96			
BALEARES	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Intercepción	9,2945	0,6380	14,57	0,0000
Edad	0,2085	0,0303	6,87	0,0000
Edad ²	-0,0022	0,0003	-6,55	0,0000
R^2	0,5110			
Edad con ingresos máx	47,71			
ANDALUCIA	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	8,8254	0,4923	17,93	0,0000
Edad	0,2082	0,0234	8,89	0,0000
Edad ²	-0,0021	0,0003	-8,27	0,0000
R^2	0,6586			
Edad con ingresos máx	48,92			
CANARIAS	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
μ_0	9,7347	0,4911	19,82	0,0000
Edad	0,1761	0,0234	7,54	0,0000
Edad ²	-0,0018	0,0003	-7,18	0,0000
R^2	0,5583			
Edad con ingresos máx	47,77			

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A.4
Ingresos de los individuos (en pesetas) según género y grupo de edad

Grupo de Edad	Hombres		Mujeres	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica
18-30	1304943	1006723	923976	809662
30-40	2101016	1255939	1542856	1540032
40-50	2560615	18733044	1658693	1529559
50-65	2498595	2783892	1062255	1129827
>65	1588135	1049785	959944	661485

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE, 2001.

TABLA A.5
Autovaloración de salud según género y grupo de edad

Grupo de Edad	Hombres		Mujeres	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica
18-30	1,61	1,42	1,71	1,27
30-40	1,93	0,82	1,96	0,74
40-50	2,18	0,75	2,23	0,78
50-65	2,46	0,89	2,62	1,08
>65	2,85	0,88	3,12	0,97

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE, 2001.

TABLA A.6
Ingresos de los individuos (en euros) según género y grupo de edad

Grupo de Edad	Hombres		Mujeres	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica
18-30	9703,45	5548,61	7768,45	5219,58
30-40	15257,53	8553,71	10917,65	7366,51
40-50	17308,90	10781,25	11670,78	8154,48
50-65	17301,16	10690,14	11203,51	8583,73
>65	13607,20	10257,2	8272,74	8783,07

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida, 2004.

TABLA A.7
Autovaloración de salud según género y grupo de edad

Grupo de Edad	Hombres		Mujeres	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica
18-30	1,76	0,67	1,83	0,68
30-40	1,99	0,71	2,01	0,69
40-50	2,13	0,69	2,21	0,77
50-65	2,37	0,81	2,46	0,91
>65	2,45	0,80	2,57	0,83

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida, 2004.

ANEXO 2

INFORMACIÓN RELATIVA A SALUD EN EL PHOGUE:

- 1) ¿Cuál es, en general, su estado de salud?
 - a. Muy bueno
 - b. Bueno
 - c. Aceptable
 - d. Malo
 - e. Muy malo
- 2) ¿Tiene alguna enfermedad crónica física o mental, o alguna incapacidad o deficiencias crónicas?
 - a. Sí
 - b. No
- 3) ¿Le impide esta enfermedad crónica física o mental, o esta incapacidad o deficiencia, desarrollar su actividad diaria?
 - a. Sí, intensamente
 - b. Sí, hasta cierto punto
 - c. No
- 4) En los últimos 14 días ¿ha tenido que suprimir alguna de las actividades que normalmente realiza, en la casa, en el trabajo o en su tiempo libre, por un problema emocional o de salud mental?
 - a. Sí
 - b. No
- 5) Durante los últimos 12 meses naturales ¿ha estado ingresado en un hospital como paciente interno? (no se incluyen las estancias por maternidad)
 - a. Sí
 - b. No
- 6) Número de noches aproximado que ha permanecido hospitalizado en los últimos 12 meses naturales.
- 7) Durante los últimos 12 meses naturales, ¿aproximadamente cuántas veces ha tenido que ir a la consulta de medicina general?
- 8) Durante los últimos 12 meses naturales, ¿aproximadamente cuántas veces ha tenido que ir a la consulta de un médico especialista?
- 9) Durante los últimos 12 meses naturales, ¿aproximadamente cuántas veces ha tenido que ir a la consulta del dentista?
- 10) ¿Tiene derecho a disfrutar de tratamiento médico bajo un sistema de atención sanitaria financiado total o parcialmente por la administración pública, (seguridad social, mutualidad pública-MUFACE, ISFAS, etc.)?
 - a. Sí
 - b. No

- 11) ¿Dispone de algún tipo de cobertura o seguro médico privado del que sea titular usted o alguna otra persona?
- Dispone y es titular
 - Dispone y es titular otra persona
 - No dispone de cobertura
- 12) ¿Quién efectúa el pago del seguro médico privado?
- Usted directamente o parcialmente u otra persona
 - Su empleador lo deduce del salario
 - Su empleador lo paga en concepto de cotización social
- 13) Cantidad mensual que paga por este seguro médico
- 14) ¿Fuma o ha fumado usted?
- Diariamente
 - Ocasionalmente
 - No fuma pero ha fumado diariamente
 - No fuma pero ha fumado ocasionalmente
 - Nunca fumó
- 15) ¿Cuántos cigarrillos fuma o fumaba cada día?
- 16) ¿Cuántos puros fuma o fumaba cada día?
- 17) ¿Cuántas pipas fuma o fumaba cada día?
- 18) ¿Cuánto mide usted sin calzado?
- 19) ¿Cuánto pesa usted sin ropa ni calzado?
- 20) Índice de masa corporal.

INFORMACIÓN RELATIVA A SALUD EN LA ECV:

- 1) Estado general de salud:
 - Muy bueno
 - Bueno
 - Regular
 - Malo
 - Muy malo

- 1) ¿Tiene alguna enfermedad crónica o alguna incapacidad o deficiencias crónicas?
 - a. Sí
 - b. No

- 2) ¿Se ha encontrado limitado en el desarrollo de su actividad diaria durante los últimos 6 meses debido a un problema de salud?
 - a. Sí, intensamente
 - b. Sí, hasta cierto punto
 - c. No

- 3) ¿Ha tenido usted necesidad, en alguna ocasión durante los últimos 12 meses, de asistir a la consulta de un médico (excepto dentista) o de recibir tratamiento médico y no ha podido?
 - a. Sí
 - b. No

- 4) Motivo principal para no poder asistir a consulta médica o no poder recibir tratamiento médico
 - a. No se lo podía permitir económicamente
 - b. Estaba en una lista de espera (o tenía la sensación de que ésta era muy amplia)
 - c. No disponía de tiempo por tener que trabajar o tener que cuidar niños u otras personas
 - d. La consulta estaba muy lejos para desplazarse o no había medios de transporte
 - e. Miedo a los médicos, a los hospitales, al tratamiento
 - f. Prefirió esperar y ver si el problema mejoraba por sí mismo
 - g. No conocía ningún médico o especialista competente
 - h. Otros motivos

- 5) ¿Ha tenido usted necesidad, en alguna ocasión durante los últimos 12 meses, de asistir a la consulta de un dentista o de recibir tratamiento médico y no ha podido?
 - a. Sí
 - b. No

- 6) Motivo principal para no poder asistir a la consulta del dentista o no poder recibir tratamiento dental
 - a. No se lo podía permitir económicamente
 - b. Estaba en una lista de espera (o tenía la sensación de que ésta era muy amplia)
 - c. No disponía de tiempo por tener que trabajar o tener que cuidar niños u otras personas
 - d. La consulta estaba muy lejos para desplazarse o no había medios de transporte
 - e. Miedo a los médicos, a los hospitales, al tratamiento
 - f. Prefirió esperar y ver si el problema mejoraba por sí mismo
 - g. No conocía ningún dentista competente
 - h. Otros motivos