

**Precariedad económica y participación laboral. Análisis desde la
perspectiva de género.**

**Autores: Laura de Pablos Escobar
María Martínez Torres
Miguel Gómez de Antonio**

0. Introducción

En España, a comienzos del nuevo milenio, siguen plenamente vigentes algunos de los problemas con los que la mujer tropieza en su integración social y laboral. Los datos se resisten a cambiar y son frecuentes las situaciones sociales y laborales donde la mujer continúa en una situación de desigualdad con respecto al hombre.

El objetivo de este trabajo es determinar el grado de discriminación de género existente en España, en relación con dos aspectos concretos: la pobreza y el mercado de trabajo. Para ello, en primer lugar, se construyen una serie de indicadores que permiten comparar la situación de la mujer con la de los hombres en términos de pobreza. Se intenta determinar si este colectivo se encuentra con más frecuencia en situaciones de precariedad económica y si presenta una probabilidad mayor de caer en situación de pobreza. A continuación, se analiza cual es la situación de la mujer en el mercado de trabajo y se construye un modelo para analizar los posibles factores que influyen en la participación laboral femenina.

La base de datos que se utiliza para todo el análisis es la encuesta del Panel de Hogares Europeo (PHOGUE), en el periodo comprendido entre 1994 y 1998.

1 Pobreza y género

1.1. Consideraciones metodológicas.

La medición de la pobreza exige la definición previa de una serie de cuestiones metodológicas, como son la unidad de análisis elegida, el indicador de renta utilizado, la escala de equivalencia que se decide aplicar y el umbral por debajo del cual se determina la línea de pobreza.

Como unidad de análisis se escoge el hogar, asumiendo un reparto equitativo de los ingresos dentro del mismo. La variable de referencia es el ingreso personal equivalente de los individuos mayores de 16 años, utilizando como fuente de renta el ingreso neto del hogar (la suma de las rentas del trabajo por cuenta ajena, las rentas del

trabajo por cuenta propia, las rentas del capital, las pensiones contributivas y no contributivas, los subsidios y prestaciones de desempleo, otros subsidios y prestaciones sociales, y otros ingresos). La escala de equivalencia escogida es la de la OCDE. A la hora de determinar la línea de pobreza, se escogen dos umbrales, en general, el 50% de la media del ingreso neto equivalente del hogar, y el 25% para la pobreza extrema.

La manera más habitual de estudiar la pobreza es utilizar índices que recojan la información disponible de manera sintética. Así, el índice más sencillo de todos es:

$$H = q/n \quad (1)$$

que mide el número de pobres, q , respecto a la población total, n . Este índice se utiliza para informar acerca del grado de incidencia del fenómeno de la pobreza en la población, pero presenta algunos inconvenientes (Cantó, del Río y Gradín, 2002). En primer lugar, no varía según la pobreza de los individuos sea más o menos severa siempre que permanezca invariable el número q , y, en segundo lugar, tampoco es sensible a la desigualdad existente entre los individuos pobres.

Para superar estas deficiencias se calculan los siguientes índices:

1. Índice Poverty Gap (PG):

$$PG = \sum_{i=1}^q (z - y_i) \quad (2)$$

donde y_i es el ingreso equivalente de cada individuo y z el umbral de pobreza elegido.

Su significado es la suma de todos los gap de pobreza (distancia que separa a cada individuo pobre de la línea de pobreza). De esta manera recogemos adecuadamente el problema de la intensidad de la pobreza. No se resuelve, sin embargo el problema de la desigualdad existente entre los individuos pobres.

2. Índice Income Gap ratio:

Una variante del Poverty Gap es el índice I (Income gap ratio) que relativiza el gap agregado con la renta necesaria para hacer que todos los individuos pobres pudieran situar sus ingresos justo sobre la línea de pobreza.

$$I = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{qz} = 1 - \frac{\mu_p}{z} \quad (3)$$

μ_p : media del ingreso de las unidades pobres

El problema de I es justo el inverso de H, puesto que no recoge cual es el peso de los individuos pobres dentro de la población.

3. Índice HI (Poverty gap ratio)

Recoge el peso de los individuos pobres dentro de la población.

$$H * I = \frac{q}{n} \frac{1}{qz} \sum_{i=1}^q (z - y_i) = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{nz} \quad (4)$$

Es el cociente entre la renta necesaria para situar a todos los individuos pobres justo en el umbral de pobreza y , la cantidad nz es la cantidad de renta en el caso de que toda la población tuviera un ingreso igual a ese umbral.

4. Índice de Sen (S) o de Thon (T):

El objetivo de este índice es recoger información sobre la desigualdad existente entre los individuos pobres.

$$S = H (I + (1-I) G_q) \quad (5)$$

$$T = H(S + 2(1-H)I) \quad (6)$$

donde $H = q/n$ y G_q es el índice de Gini de la población en situación de pobreza.

El índice de Sen (S) puede ser interpretado como la suma ponderada de los gaps individuales de pobreza con una ponderación basada en la posición relativa de cada individuo pobre respecto a los otros pobres.

El índice de Thon (T) es muy similar, pero en la ponderación se toma como referencia el conjunto de la población en lugar de sólo los pobres.

5. Índices $FGT(\alpha)$:

Por último, Foster, Green y Thorbecke (1984) elaboraron una familia paramétrica de índices que de una manera más compacta aportan la misma información.

$$FGT(\alpha) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^q \left[\frac{z - y_i}{z} \right]^\alpha \quad (7)$$

El parámetro $\alpha \geq 0$ refleja la aversión de la población a la pobreza. Según aumenta α el índice es más sensible a las circunstancias de los pobres.

Los índices FGT son aditivamente descomponibles cuando α es entero y positivo, lo que supone una ventaja añadida. Esta propiedad de la descomponibilidad aditiva es la que permite calcular la contribución y el riesgo de cualquier subgrupo de la población al total del índice.

La descomponibilidad aditiva del índice permite deducir qué proporción de la desigualdad total se explica por diferencias internas en cada uno de los subgrupos y cuál es atribuida a diferencias entre los subgrupos. En nuestro análisis hemos formado los subgrupos según el sexo y se han calculado los índices FGT para cada subgrupo, comparando si la pobreza está igualmente repartida en ambos colectivos.

A continuación se construyen los índices FGT, un indicador que recoge el cambio en la proporción de mujeres pobres, y el Income Ratio Gap y se comparan los resultados obtenidos para ambos colectivos

1.2. Estimación de los niveles de pobreza desde la perspectiva de género.

1.2.1. Aplicación de los índices $FGT(\alpha)$ en la medición de la pobreza desde la perspectiva de género.

Se calculan estos índices para α igual a cero, uno y dos, mostrando los resultados en el cuadro 1.

- Cuando α es cero, la expresión se convierte en la medida de la proporción de pobres $H = q/n$.
- Cuando $\alpha = 1$, $FGT(1)$ es el resultado del producto de $H \cdot I$, siendo I el desnivel de pobreza, esto es, la proporción de unidades en situación de pobreza multiplicada por el desnivel medio, es decir, determina la intensidad de la pobreza, o lo que es lo mismo, cómo de pobres son los individuos que se encuentran por debajo del umbral de pobreza.
- Cuando $\alpha = 2$ se tiene:

$$FGT(2) = H \left[I^2 + (1 - I)^2 C_q^2 \right]$$

siendo C_q^2 el coeficiente de variación de la renta entre los pobres.

Tal y como se argumentó con anterioridad, el índice $FGT(\alpha)$ es aditivamente descomponible lo que permite analizar la situación en términos de pobreza para hombres y mujeres.

Siguiendo a Findlay y Wright (1996).

$$FGT(\alpha) = \left(\frac{n_w}{n}\right) FGT(\alpha)_w + \left(\frac{n_m}{n}\right) FGT(\alpha)_m$$

donde los subíndices w y m indican mujeres y hombres respectivamente, los ratios n_w/n y n_m/n son la proporción de población adulta de cada sexo ($n_w/n + n_m/n = 1$), y $FGT(\alpha)_w$ y $FGT(\alpha)_m$ son los índices calculados por separado para hombres y mujeres. Si pensamos que $FGT(\alpha)$ recoge la cantidad total de pobreza en una población, entonces las proporciones masculina y femenina de ese total son:

$$(1) S(\alpha)_w = \left(\frac{n_w}{n}\right) FGT(\alpha)_w / FGT(\alpha)$$

$$(2) S(\alpha)_m = \left(\frac{n_m}{n}\right) FGT(\alpha)_m / FGT(\alpha)$$

Si la pobreza estuviera equitativamente compartida entre hombres y mujeres, entonces:

$$S(\alpha)_w = (n_w/n)$$

$$S(\alpha)_m = (n_m/n)$$

Por otra parte, si $S(\alpha)_w > (n_w/n)$ la pobreza no estará compartida equitativamente y las mujeres presentarán en términos relativos mayores tasas de pobreza. Por tanto, una manera de medir la distribución de la pobreza de género es calcular el ratio $S(\alpha)_w / (n_w/n)$.

Cuadro 1: Índices FGT

	UMBRAL DE POBREZA 50%			UMBRAL DE POBREZA 25%		
	FGT(0)=H	FGT(1)=H*I	FGT(2)	FGT(0)=H	FGT(1)=H*I	FGT(2)
1994	0.2003	0.06342	0.03356	0.04473	0.01979	0.0132
1998	0.19117	0.07038	0.0401	0.05409	0.02445	0.01623

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE

El índice H ó FGT(0) que mide la proporción de individuos pobres en la población según los umbrales considerados ha disminuido entre 1994 y 1998 en la muestra. Por el contrario, los índices FGT(1) y FGT(2) que miden respectivamente el Poverty gap ratio y la suma ponderada de las brechas de pobreza individuales han aumentado en el período de tiempo considerado.

Cuadro 2:

1994	H	CONTRIB.	RIESGO
Hombres	0.20057	0.48504	1.00138
Mujeres	0.20004	0.51496	0.99871
1998	H	CONTRIB.	RIESGO
Hombres	0.19044	0.48333	0.99619
Mujeres	0.19186	0.51667	1.00359
Incremento %			
Hombres	-5.05	-0.35	-0.52
Mujeres	-4.09	0.33	0.49

Fuente: elaboración propia¹

La columna denominada contribución recoge los indicadores $S(\alpha)_w$ y $S(\alpha)_m$ mencionados con anterioridad. Para interpretarlo pensamos en términos de FGT(0). La contribución de las mujeres al total de individuos pobres de una población es igual al número de mujeres pobres entre el total de individuos pobres. En el caso de la descomposición de género, los resultados son $S(\alpha)_w = 48\%$ (hombres) y $S(\alpha)_m = 52\%$ (mujeres), para H, con un patrón muy similar en los otros FGT. Su interpretación se realiza fundamentándose en el criterio siguiente: si la pobreza estuviera compartida por igual entre hombres y mujeres, el valor del índice sería igual a la proporción entre mujeres y hombres de la muestra. Esto no es así apuntando un mayor peso específico de las mujeres en la pobreza. En el cuadro 2 se observa que para unos índices H prácticamente iguales, la contribución de los hombres al índice total es menor tanto en 1994 como en 1998.

¹ El umbral de pobreza se define en el 50% de la Mediana, los resultados también fueron calculados utilizando como umbral el 25%. En este caso la pobreza es más severa pero las conclusiones son las mismas

El indicador de riesgo (poverty risk) informa sobre la proporción del total del índice FGT que representa el índice FGT de la submuestra o colectivo concreto que consideremos en cada caso. Puede observarse en el cuadro 2 como el riesgo de ser pobre cambia entre los dos años mencionados, en 1994 el riesgo era mayor para el colectivo de hombres, mientras que en 1998 para el de mujeres. Los incrementos porcentuales reflejan que se han producido decrementos en H tanto en el colectivo de hombres como en el de mujeres, pero, mientras para los hombres ha disminuido el riesgo de padecer pobreza y su contribución, para las mujeres ha aumentado. Por tanto su situación es relativamente peor en 1998 de lo que era en 1994.

1.2.2. Pobreza y hogares monoparentales

Dado que el objetivo es analizar la desigualdad entre hombres y mujeres pensamos que es interesante analizar la situación en términos de hogares monoparentales. El motivo de esta elección es recoger un conjunto de hogares donde la mayoría de los sustentadores principales son mujeres. Los resultados determinan que cuando tenemos en cuenta en el análisis únicamente este tipo de hogares, las diferencias se agravan de manera notable. En el cuadro 3 se observa que el indicador H de los hogares monoparentales femeninos alcanza valores del 32%, esto es, casi un tercio de los hogares cuyo sustentador principal es una mujer se encuentran en situación de pobreza. Su contribución es pequeña porque representan una parte muy pequeña de la población total, menos del 1%, pero, sin embargo, sufren un riesgo de caer en la pobreza hasta tres veces superior. Su evolución temporal también ha sido notablemente peor que la del resto de hogares, el indicador H se ha incrementado un 21%, su contribución un 22% y su riesgo de pobreza casi el 27%.

Cuadro 3:

1994	H	CONTRIBU CIÓN	RIESGO
Resto Hogares	0.19947	0.98955	0.99589
Hogar mujer mono	0.32853	0.01045	1.64023
1998	H	CONTRIBU CIÓN	RIESGO
Resto Hogares	0.18989	0.98716	0.99329
Hogar mujer mono	0.39784	0.01284	2.08107

Incremento %			
Resto Hogares	-4.80	-0.24	-0.26
Hogar mujer mono	21.10	22.87	26.88

Fuente: elaboración propia

El indicador de contribución dividido por la proporción de la población que vive en hogares monoparentales femeninos: $S(\alpha)_1/(n_1/n)$, alcanza un valor de 1,64 en el año 1994 y de 2,08 en el año 1998. Por tanto, la población que vive en hogares monoparentales femeninos está sobrerrepresentada en la muestra de hogares pobres hasta en un 200%. También se aprecia esta asimetría en los propios valores de FGT en cada subgrupo. Por ejemplo, el índice H en el año 1998 es del 18% para el resto de hogares frente al 39% en los monoparentales femeninos, habiéndose producido un empeoramiento a lo largo del periodo.

Por su parte las medidas del riesgo de ser pobre, duplican y hasta triplican sus valores cuando se pertenece a la población de hogares monoparentales femeninos. Ello aconseja calcular el gap de pobreza de género (Pressman, 2002), obteniendo unos valores de 12 puntos porcentuales para el año 1994 y de 20 puntos para 1998. Por tanto, también se produce un agravamiento de la situación durante el período considerado.

La mayor tasa de pobreza en la población femenina y más aún en los hogares monoparentales encabezados por una mujer puede ser debida a un aumento en el número de mujeres en este tipo de hogares a lo largo de los periodos analizados, o bien a una intensificación de la tasa de pobreza en dicho colectivo. Con objeto de contrastar ambos cambios, a continuación se construye un indicador que recoge el cambio en la proporción de mujeres pobres.

1.2.3. Indicador del cambio en la proporción de mujeres pobres

Es interesante analizar la causa por la que se produce un aumento en la tasa de pobreza. La diferencia en el porcentaje de pobres que son mujeres (ΔX) entre dos periodos se puede descomponer en la porción atribuible a los cambios en las tasas de pobreza de mujeres y hombres por tipo de hogar, ΔR , y en la porción atribuible a cambios en la distribución de adultos entre tipos de hogar, ΔM .

El porcentaje de pobres que son mujeres, X, depende de la tasa de pobreza, R, de cada sexo en cada tipo de hogar multiplicada por la proporción de la población en cada uno de ellos, M.

$$X = \frac{\sum_h R_{wh} M_{wh}}{\sum_h R_{wh} M_{wh} + \sum_h R_{mh} M_{mh}} * 100$$

Los subíndices w y m indican mujer y hombre y el subíndice h señala tipo de hogar.

La contribución de cada fuente se puede estimar, (Fuchs, 1986), bien manteniendo constante la distribución de la población y dejando que fluctúen las tasas de pobreza, o bien manteniendo éstas constantes y dejando que sea la distribución de población entre los tipos de hogares la que varíe. Cualquiera de las dos aproximaciones es imperfecta puesto que pueden existir interacciones entre ambas variables, sin embargo, el efecto de esta interacción es normalmente pequeño y su influencia en los resultados no es muy importante. Como solución intermedia se toma la media de ambos.

El cambio en X entre los períodos 1 y 2 ($X_2 - X_1$) es:

$$\frac{\sum_h R^2_{wh} M^2_{wh}}{\sum_h R^2_{wh} M^2_{wh} + \sum_h R^2_{mh} M^2_{mh}} - \frac{\sum_h R^1_{wh} M^1_{wh}}{\sum_h R^1_{wh} M^1_{wh} + \sum_h R^1_{mh} M^1_{mh}}$$

La porción debida a cambios en las tasas de pobreza viene dada por:

$$\frac{\sum_h R^2_{wh} M^1_{wh}}{\sum_h R^2_{wh} M^1_{wh} + \sum_h R^2_{mh} M^1_{mh}} - X_1$$

La porción debida a los cambios en la distribución de población por hogares se calcula restando el resultado anterior de X.

Cuadro 4:

1994 POBREZA	TIPOS DE HOGAR					1998 POBREZA	TIPOS DE HOGAR				
	1	2	3	4	Total		1	2	3	4	Total
Hombres											
0	289	2984	3363	28	6664	254	2531	2618	30	5433	
1	39	529	1200	11	1779	15	362	817	8	1202	
Total	328	3513	4563	39	8443	269	2893	3435	38	6635	
Mujeres											
	1	2	3	4	Total	1	2	3	4	Total	
0	610	3094	3376	95	7175	496	2631	2609	58	5794	
1	66	560	1241	49	1916	47	399	854	39	1339	
Total	676	3654	4617	144	9091	543	3030	3463	97	7133	

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE

Como se observa en el cuadro 4, el porcentaje de pobres que son mujeres en 1994 era el 51.9% y en 1998 el 52.7%. Este incremento se debe al cambio en la tasa de pobreza de las mujeres en cada tipo de hogar y a la variación en el porcentaje de población femenina que corresponde a cada uno de ellos:

0.956651 Cambio debido a la variación en las tasas de pobreza de las mujeres
-0.114719 Cambio debido a la variación en la distribución de la población por hogares
0.8419325

Si no hubiera variado el porcentaje de mujeres en cada tipo de hogar el aumento en el porcentaje de mujeres en situación de pobreza hubiese sido aún mayor. Este resultado es debido a la disminución del número de mujeres que encabezan hogares monoparentales, al menos en nuestra muestra, en la que también disminuye el número total de hogares monoparentales.

2. El mercado laboral y la precariedad económica de las mujeres

En nuestro país, a finales de la década de los ochenta, la participación laboral de las mujeres se situaba en torno al 32,5% frente al 50 por ciento de la masculina. A lo

largo de los años noventa la participación femenina ha ido aumentando hasta alcanzar el 40% en el año 2000 mientras que la masculina se ha estabilizado². El nuevo milenio parece ser testigo de incrementos constantes aunque no espectaculares de la participación laboral femenina, pero ésta aún queda lejos de la participación laboral de los varones y muy lejos de los objetivos del Consejo de Lisboa³

Por lo que se refiere a la tasa de paro femenina, hasta finales de los noventa no se apreciaban mejoras sustanciales. Todavía en el año 2000 la tasa de paro era del 20,5% frente al 11% de media en la Unión Europea, y más del doble que el nivel de desempleo registrado en el caso de los varones. Los dos primeros años del nuevo siglo parecen suponer una mejora considerable situando la tasa de paro femenino en torno al 15%. Una explotación estadística detallada del PHOGUE permite conocer mejor algunas cuestiones que ensombrecen aún la incorporación de la mujer al mercado de trabajo:

Las mujeres se ven más afectadas que los varones por los contratos temporales y por los contratos a tiempo parcial. De forma general la contratación temporal ha estado ganando peso frente a la indefinida de manera ininterrumpida hasta 1998, tanto para los hombres como para las mujeres, pero de nuevo las mujeres presentan porcentajes más elevados. Respecto de la contratación parcial ocurre lo mismo, si bien en este caso cabe pensar que es una de las formas que las mujeres utilizan para conciliar su vida familiar y laboral. Así ante la cuestión que se formula en el cuestionario del Panel de Hogares Europeo en torno a cuales son los motivos por lo que se está contratado a tiempo parcial, la razón más aducida por las mujeres es el cuidado de niños, y las labores del hogar⁴, siendo la causa menos aducida por el colectivo de hombres⁵.

Otra cuestión preocupante e interesante en relación con los datos de participación laboral femenina es el análisis de los motivos que mueven a las mujeres a abandonar su puesto de trabajo. Las razones por las que generalmente los individuos abandonan su puesto de trabajo responden sobre todo a factores relacionados con el propio mercado laboral. Sin embargo, en el caso de las mujeres y sobre todo en el año

² la media de la participación femenina en la Unión Europea es del 46%

³ E el consejo de Lisboa celebrado en el mes de abril del año 2000, se decidió impulsar la participación laboral femenina en el ámbito de la Unión Europea.

⁴ Un análisis minucioso de esta cuestión se ofrece en L. De Pablos (2003): Tasa de actividad femenina: factores determinantes. Investigación del IEF. MIMEO

1994, también pesaba significativamente el hecho de contraer matrimonio o tener hijos. Eran tan frecuentes los casos en que se dejaba de trabajar por estos dos últimos motivos, como el caso de ser obligadas por el empleador.

Otro motivo de alarma es la larga duración del paro en España, especialmente el femenino. Se observa que concretamente para el año 2001 el 30% de las mujeres paradas llevan buscando empleo 2 o más años, mientras que en los parados varones el porcentaje es del 21,5%. El tiempo medio de búsqueda de empleo de las mujeres es mucho mayor que el de los hombres, tanto si han tenido un trabajo anteriormente como si no. Además, el tiempo medio de búsqueda de empleo se ha reducido en el hombre, mientras que ha aumentado en el colectivo de mujeres.

En cuanto a la desigualdad salarial entre hombres y mujeres, las conclusiones alcanzadas cuando se analiza el PHOGUE son similares a las obtenidas habitualmente en este tipo de análisis. En las decilas más bajas de los ingresos netos salariales, los obtenidos por la mujer difícilmente alcanzan el 50% del de los varones. Cuando los contratos son a tiempo parcial, los resultados no varían y las diferencias salariales son más que notorias en cualquiera de las decilas que consultemos excepto para las dos más altas.

Cuando se analizan las horas dedicadas al trabajo no remunerado por mujeres y hombres, es bien sabido que las mujeres dedican tres veces más tiempo que los varones a labores no remuneradas. Como ejemplo señalar que las mujeres que se dedican exclusivamente a labores del hogar, según datos muestrales del PHOGUE son 4.274, 3.205 y 2.692 en los años 1994, 1996 y 1998 respectivamente, mientras que los hombres que se dedican a esta tarea en exclusiva son, 7, 5 y 4 en estos mismos años. La dependencia económica de las mujeres en dichas circunstancias es total, tan solo el 30% tienen algún tipo de ingresos propio.

En definitiva la conciliación de hombres y mujeres en trabajos no remunerados está lejos de ser una realidad y las condiciones laborales de las mujeres poco se parecen a las de los varones. A continuación, se determinan los factores explicativos de

⁵ 4 y 2 hombres contestaron afirmativamente esta opción en los años 1994 y 1998 respectivamente

la participación laboral femenina, con objeto de incidir en ellos para mejorar su situación en el mercado de trabajo.

2.1. Factores explicativos de la participación laboral femenina

Son numerosos los trabajos empíricos que se han ocupado de estudiar los factores determinantes de la participación laboral femenina, obteniendo resultados muy diversos. Novales (1989) indica que la educación es el factor principal a la hora de aumentar la participación laboral femenina. Bover y Arellano (1995) o más recientemente Anabel Zarate (2001) tratan de identificar cuales son los efectos de la caída de la natalidad en los incrementos registrados en la participación laboral femenina⁶. Otros autores como Juan Prieto y Cesar Pérez (2000) o Dex et al (1995) contrastan empíricamente la existencia de “added worker effect” en España y en otros países europeos. Este efecto se describe como un aumento en la oferta de trabajo femenina consecuencia directa de que los maridos se queden en situación de desempleo. En el primero de los trabajos citados se observa la existencia del mencionado efecto en el caso de España, utilizando diversos modelos probit y microdatos. En el segundo de los trabajos se va un poco más allá, intentando diferenciar entre los efectos que tiene el desempleo del marido en función de las características del sistema de seguro de desempleo que esté vigente en cada país. Los resultados aportados por este estudio atribuyen una notable influencia al sistema de cobertura por desempleo, siendo mucho más tenue el efecto “added worker effect” en los casos en que el seguro por desempleo es más generoso. J.F. Sanz (1997) y M. Arrazola, J. Hevia y J..F. Sanz (1999) por su parte, con microdatos y para mujeres casadas, realizan una estimación de los factores que influyen en la participación laboral femenina, en el caso de Inglaterra primero y en España después, llegando a la conclusión de que la educación y la edad influyen de forma determinante. Otros aspectos importantes a tener en cuenta, y que influyen de forma negativa, son factores como el número de hijos y las rentas no salariales. J.L Hotchkiss. y M. Pits, (2003) estudian de forma muy concreta cuáles son los efectos que tiene sobre el mercado laboral las ausencias temporales que sufren las mujeres como consecuencia de la

⁶ Según el trabajo de Bover y Arellano (1995) la caída de la fecundidad aumenta la participación laboral. En el trabajo de Anabel Zarate (2001) la fecundidad viene explicada por un conjunto de variables entre las que se encuentra el coste, en tiempo, que ocasiona a las mujeres. Este coste se mide como el salario real para mujeres fértiles por la probabilidad de que estén ocupadas. Esta variable resulta significativa a la hora de explicar el número de nacimientos. Por tanto aparece también esta dirección causal.

maternidad. Vemos pues, que los factores que pueden incidir en la participación laboral femenina son múltiples, más aún si consideramos en el análisis a todas las mujeres en edad de trabajar.

El objetivo del modelo que se presenta se encuadra en la línea de los trabajos reseñados, si bien presenta algunos matices. En primer lugar, nos interesa estudiar, de forma muy especial el papel de la educación. Además creemos muy importante tener en cuenta la forma familiar a la que pertenece la mujer, familia tradicional o alternativas. También pensamos que es importante tener en cuenta factores que indiquen hasta que punto existe conciliación de la vida laboral y familiar.

Nuestro modelo generaliza el propuesto por Dex et. al. (1995) válido exclusivamente para mujeres casadas:

$$y_i = a + X_i'b + E_i'c + CL_i'd + S_i'f + \mu_i$$

donde X_i es el vector de características familiares o personales. Además de incluir variables tradicionales como el sexo, la edad, el número de hijos menores, el estado civil, la renta del trabajo del cónyuge, y el grado de satisfacción económica, consideramos importante incluir un hecho que actualmente tiene una importancia muy singular, como es el de ser cabeza de familia monoparental o pertenecer a formas familiares distintas de las tradicionales. E_i es un vector que recoge el nivel educativo. CL_i es un vector que recoge variables de conciliación laboral, como son las posibles ayudas que la empresa preste a las trabajadoras para el cuidado de los niños, horas dedicadas al cuidado de personas dependientes, y también las ayudas públicas familiares que los individuos puedan recibir⁷. Finalmente, el vector S_i recoge variables relacionadas con el estado de salud.

Se han estimado dos modelos, en el primero se define la participación laboral como la situación de estar efectivamente trabajando, es decir, estar parado se considera

⁷ Asimismo, hemos estudiado la posibilidad de introducir una variable que incluye el POGUE que informa sobre las ayudas que dan las empresas para cuidado de niños. Esta variable finalmente no se ha incluido en el análisis por dos motivos: Era escasísimo el número de empresas que la ofertaban y para recibirlas hay que estar trabajando por lo que no cabe en un modelo como el que estamos planteando, requeriría la aplicación del método de Heckman (1976).

como no participar. En el caso de las mujeres pensamos que es especialmente importante tener en cuenta esta posibilidad debido, como se comentó en apartados anteriores, a los elevados niveles de paro femenino. Por otra parte, dado que lo se pretende identificar son los factores que determinan que las mujeres estén efectivamente trabajando, en el segundo de los modelos, se ha estimado el modelo considerando que la variable dependiente tomaba valor 1 si estaba trabajando o en paro, y cero cuando estaba económicamente inactiva. Para la identificación de los factores explicativos se utiliza un modelo probabilístico del tipo logit binomial y como método de estimación el método de la máxima verosimilitud

A su vez se han estimado varios modelos estáticos y un modelo de datos de panel para hombres y mujeres de edades comprendidas entre 21 y 52 años y entre 25 y 65 años. Tal y como argumenta Novales (1996), la búsqueda de una mayor eficiencia sugiere estimar simultáneamente todo el Panel de Hogares de la Unión Europea con los cinco años disponibles, al objeto de explotar óptimamente que las personas y familias a lo largo de los cinco años son los mismos. Es aconsejable utilizar la dimensión temporal de las observaciones de que se dispone a pesar de que en nuestro modelo existan efectos latentes no observables. Dichas variables latentes pueden suponerse constantes a lo largo de los cinco años y la comparación de las decisiones de un agente a lo largo de los cinco años nos permitirá inferencias relativas a sus factores determinantes. Por ello, además de los modelos estáticos hemos estimado un modelo de datos de panel de efectos aleatorios.

Para la estimación del modelo dinámico y, dado que suponemos la existencia de correlación entre los efectos individuales no observables y el resto de variables explicativas, debemos pensar en alguna transformación que nos permita eliminar dichos efectos. Se dispone de dos métodos esencialmente, a saber, el estimador intragrupos y el estimador en primeras diferencias. Se utiliza el estimador intragrupos debido a que las variables son indicadores de escasa variabilidad y, en muchos casos, al calcular las primeras diferencias se pierden variables.

- *Resumen de los resultados del análisis estático.*

El modelo que considera como variable dependiente estar ocupada presenta, en general, mejores resultados, que el que considera como variable dependiente la participación laboral. Para las mujeres con una edad comprendida entre 21 y 52 años, prácticamente todas las variables resultan significativas en los modelos estimados para los años 1994, 1996 y 1998⁸, y los signos son los esperados. La educación (en nivel superior y secundaria) y el estado de salud tienen signos positivos y las formas alternativas a la familia tradicional presentan signos negativos. La pertenencia a familias monoparentales o unifamiliares influye negativamente en la probabilidad de participación laboral femenina, así como el grado de satisfacción con el nivel económico y el número de miembros del hogar. Las ayudas familiares no son significativas y cuando lo son el efecto es pequeño y negativo. Como era de esperar, los resultados de la variable que recoge el estado civil no influye en el caso de estar casado y sí lo hace para divorciados o separados, que frente a viudos o solteros tienen mayores incentivos para participar en el mercado laboral. El número de hijos menores de 16 años es la variable que muestra unos resultados más atípicos por tener una influencia positiva en la probabilidad de participar en el mercado laboral. La explicación puede estar en la edad tomada como referencia para los hijos ya que lo que realmente importa son las horas que se dedican a su cuidado.

En el caso de los hombres entre 25 y 65 años el cambio más relevante con respecto a las mujeres de la misma edad se produce en la educación, estado civil y formas familiares. La educación sólo es significativa si se trata del nivel superior. El estar casado influye positivamente en la probabilidad de participación laboral, así como formar parte de una familia unipersonal:

Cuadro 5: Modelo de ocupación estático. Año 1998

	MUJERES				HOMBRES			
EDAD 21-52	B	E.T.	Sig.	Exp(B)				
RENMARES	-0,014	0,002	0,000	0,986	-0,010	0,003	0,001	0,991
EDUCA			0,000				0,000	
EDUCA(1)	1,101	0,093	0,000	3,007	0,015	0,121	0,903	1,015
EDUCA(2)	0,402	0,093	0,000	1,494	-0,470	0,110	0,000	0,625
SALUD			0,000				0,000	
SALUD(1)	1,034	0,209	0,000	2,812	1,520	0,202	0,000	4,572

⁸ Por motivos de espacio únicamente se presentan los resultados para el año 1998, estando a disposición de los lectores el resto de estimaciones previa petición a los autores.

SALUD(2)	1,049	0,225	0,000	2,856	1,009	0,226	0,000	2,742
FAMLIMON(1)	-0,325	0,150	0,030	0,723	-0,116	0,158	0,463	0,891
FAMILUNI(1)	-0,970	0,346	0,005	0,379	-1,160	0,351	0,001	0,313
SATISD(1)	-0,634	0,075	0,000	0,530	-1,307	0,103	0,000	0,271
HD001	-0,146	0,032	0,000	0,864	-0,099	0,038	0,010	0,906
HIJOMENO	0,313	0,069	0,000	1,367	0,248	0,081	0,002	1,281
ECIVIL			0,000				0,000	
ECIVIL(1)	-0,751	0,206	0,000	0,472	1,530	0,272	0,000	4,619
ECIVIL(2)	-1,028	0,205	0,000	0,358	-0,309	0,264	0,242	0,734
AYUDA	0,001	0,001	0,144	1,001	-0,010	0,003	0,003	0,990
PR007A	-0,016	0,002	0,000	0,984	-0,016	0,004	0,000	0,984
PR008A	-0,009	0,003	0,002	0,991	-0,024	0,007	0,001	0,976
Constante	1,698	0,434	0,000	5,463	1,784	0,460	0,000	5,955

Fuente: elaboración propia

- *Resultados modelo panel. (Modelo dinámico)*

Además de los modelos estáticos se ha estimado un modelo de efectos aleatorios para el caso de hombres y mujeres con edades comprendidas entre 21 y 52 años. De los resultados obtenidos, son destacables dos cuestiones. En primer lugar, cuando consideramos todo el período la variable que recoge el número de hijos menores se torna significativa y con el signo esperado. Esto puede significar que, probablemente tenga efectos negativos en la participación efectiva de la mujer en el mercado laboral. En segundo lugar, las formas familiares alternativas pierden bastante significatividad y en ocasiones cambian de signo, la explicación puede deberse a que es una variable que, a pesar de que el período considerado es pequeño, ha experimentado cambios importantes⁹. La educación y el estado de salud, al igual que ocurría en el modelo estático, siguen influyendo positivamente en la participación efectiva de las mujeres en el mercado laboral. En este caso la interpretación se realiza comparando los niveles de secundaria y primaria con la educación superior lo que explica los signos negativos, la interpretación es análoga para la variable que recoge el estado de salud de los individuos.

Cuadro 6: Modelo ocupación datos de panel . año 1998

	MUJERES		HOMBRES	
--	---------	--	---------	--

⁹ Durante el periodo considerado el número de separaciones y divorcios se incremento en casi un 50%, situándose en 1998 en casi 100.000.

Ayudas	-0,01123	0,123	-0,0041	0,000
Estado civil (2)	-2,73603	0,000	-2,819	0,000
Estado civil (3)	0,67628	0,173	-2,1658	0,000
Hijomenores	-0,79342	0,002	0,3131	0,000
rencónyuge	0.0017103	0,784	-0,0081	0,004
Educación (2)	-2,710266	0,000	-1,183	0,000
Educación (3)	-5,169435	0,000	-0,7416	0,000
Salud (2)	-0,77795	0,008	-0,2306	0,000
Salud (3)	-0,84293	0,000	-1,4485	0,000
Famil. Monop,	4,3574	0,188	0,2077	0,186
Famil. Uniper.	2,55733	0,000	1,2761	0,000
Satisf.	0,0465789	0,749	1,9474	0,000
Nº miembros	0,63711	0,000	-0,202	0,000
Horas c. Niños	-0,157151	0,011	-0,0209	0,000
Horas c. May.	-0,012387	0,001	-0,0097	0,086

Fuente: elaboración propia.

3. CONCLUSIONES

Cuando se comparan los indicadores habituales de pobreza de las mujeres y los hombres se aprecia una posición sistemáticamente peor para el colectivo de mujeres, agravándose esta situación cuando se analizan los hogares monoparentales. Así, un tercio de las familias cuyo sustentador principal es mujer se encuentra en situaciones de pobreza Su contribución es pequeña porque representan una parte muy reducida de la población total, menos del 1%, pero, sin embargo, sufren un riesgo de caer en la pobreza hasta tres veces superior. Además se observa que en el transcurso del tiempo la situación no tiende a corregirse sino por el contrario, las diferencias aumentan. Su evolución temporal ha sido notablemente peor que la del resto de hogares, el indicador H se ha incrementado un 21%, su contribución un 22% y su riesgo de pobreza casi un 27%.

Los problemas que encuentra la mujer en el mercado de trabajo explican en buena medida su mayor precariedad económica. La tasa de actividad femenina en España aún está muy por debajo de la de los varones, mientras que la tasa de paro es muy superior en el colectivo de mujeres. Muchos de los problemas encuentran sus principales causas en las dificultades de conciliación entre trabajo remunerado y no remunerado. La contratación a tiempo parcial está siendo utilizada más por las mujeres que por los hombres y el motivo fundamental que se aduce es la necesidad de realizar tareas

domésticas y cuidados de personas dependientes. Es decir, las mujeres son las únicas que concilian. Las mujeres continúan abandonando el puesto de trabajo por el hecho de contraer matrimonio, o tener que hacerse cargo de tareas domésticas y cuidado de los niños. E incluso si tienen un nivel elevado de educación, dedican siempre un número elevado de horas a la realización de trabajos no remunerados. Este hecho crea una gran dependencia económica con todas las consecuencias que ésta trae consigo.

Las mujeres sufren situaciones de discriminación laboral, reciben menor salario que los hombres, tienen mayores dificultades a la hora de encontrar su primer empleo, tienen una escasa presencia en puestos de responsabilidad, y las posibilidades de promoción son reducidas según se desprende de un análisis pormenorizado del POGHE.

Las formas alternativas a la familia tradicional, la pertenencia a familias monoparentales o unifamiliares influye negativamente en la probabilidad de acceso de la mujer al mercado laboral. Este resultado es el contrario al obtenido para el colectivo de hombres. Es decir, existe una transferencia de renta del hombre a la mujer que puede estar explicando estos resultados.

El modelo dinámico resta importancia a las formas alternativas de familia y resalta como variable clave a la hora de explicar la participación laboral femenina el número de hijos menores.

Por último, los factores que inciden positivamente en la participación laboral femenina son el nivel educativo y el estado de salud, algo que no ocurre cuando se estiman los modelos para el colectivo de hombres, por tanto, las políticas públicas deben incidir en incentivar la mejora de ambas variables en el colectivo de mujeres.

BIBLIOGRAFÍA

- Ayala, L. y Pérez, C. (2003): Macroeconomic Conditions, Institutional Factors and Demographic Structure: What Causes Welfare Caseloads?, Papeles de Trabajo 2/2003, Instituto de Estudios Fiscales.
- Becker, G.S.(1971): *The Economist of Discrimination*. University of Chicago Press.
- Bover, O. y Arellano, M. (1995): " Female labour force participation in the 1980s. The case of Spain". *Investigaciones Económicas* Vol. XIX (2).
- Cagatay, N. (1998): *Gender and Poverty*, Working Paper Series, nº 5, UNDP, New York.
- Cantillon S., y Nolan B., (1998) "Are married Women more deprived than their husbands?". *Journal soc. Pol.*, 27, 2, p 151-171.
- Cantó, O., Río del, C. y Gradín,C. (2002): *La Evolución de la Pobreza Estática y Dinámica en España en el Período 1985-1995*, Papeles de Trabajo 24/02, Instituto de Estudios Fiscales.
- Dex, S. Gustafsson, S., Smith, N. Et Callan, T. (1995) : "Cross-national comparison of Labour force participation of women married to unemployed men". Oxford Economic paper, 47, 611-35
- Findlay, J. y Wright, R. (1996): "Gender, Poverty, and the Intra-Household Distribution of Resources", *Review of Income and Wealth*, series 42, nº 3.
- Foster, J. Green, J. y Thorbecke, E. (1984): "A class of descomposable poverty measures", *Econometrica*, 52 (3), pp 761-66.
- Fuchs, V.R. (1986): *The Feminization of Poverty?*, Working Paper nº 1934, NBER, Cambridge.

- Heckman, J. (1976): ""The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and simple estimator for such models". *Annals of Economics and Social Measurements*, 5. 299-309
- Hoichkins, J.L. y M.M. Pits (2003): At What Level Of Labor-Market Intermittency are Woman Penalized?. *The American Economic Review* 3-5, pp. 233—238
- Jenkins, S.P. (2000): "Modelling household income dynamics", *The Journal of Population Economics*, 13.
- Kristensen, G. (1997) “ Women’s economic progress and the demand for housing: Theory, and empirical analysis based on danish data”. *Urban Studies*, vol. 34, pp 403-419.
- Marr, A. (2000) “Housing and finance in developing countries” *The Journal of Development Countries*, n4.
- Menchik, P. and Weisbrod, B. (1987), ‘Volunteer labour supply’, *Journal of Public Economics*. vol. 32, pp. 159-183.
- Novales, A. (1989): " La incorporación de la mujer al mercado de trabajo". *Moneda y Crédito* 188, pp.457-478.
- Novales, A. y Mateos, B. (1990): “Empleo, capital humano y participación femenina en España”. *Investigaciones Económicas* 14, pp. 179-224.
- Oliver, J.; J.L. Raymond; J.L. Roig y F. Barcnas (1999): Returns to Human capital in Spain: a survey of the evidence, en : Asplund, R.P. Pereira (eds). Returns to human capital in Europe: a literature review, ETLA. The Research of the Finnish Economy, Helsinki, pp.279-297
- Pablos Escobar, L. (2001). " EL mercado laboral desde la perspectiva de género" *DIOTIMA*

- Pablos Escobar, L. (2000): El Estado de Bienestar desde la perspectiva del género. Alianza Universidad.
- Pablos Escobar, L. (2002). Factores determinantes de la participación laboral Femenina. Trabajo presentado a las jornadas de economía de género celebradas en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales (Biblioteca). MIMEO
- Parsons, D.O.: (1995): Poverty Dynamics Among mature Women: Evidence from the National Longitudinal Surveys 1967-1989, Discussion Paper 95-25, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics.
- Porter, K.H. y Dupree, A. (2001): *Poverty Trends for Families Headed by Working Single Mothers*, Working paper 8-16-01 wel, Center on Budget and Policy Priorities.
- Pressman, S. (2002): "Explaining the gender poverty gap in developed and transitional economies", *Journal of Economic Issues*, 1, vol. 36.
- Prieto Rodríguez J y Rodríguez Gutierrez C. (2000): "The added worker effect in the Spanish case" *Applied Economics*, 32, pp1917-1925.
- San Sagundo, M.J.(1996): "¿ Es rentable la educación en España?. Un análisis de los determinantes de los ingresos individuales en 1981 y 1991 en: la desigualdad de recursos vol 6, pp 87-165. Fundación Argenteria Madrid
- Sanchez Páramo Carolina (2001): "Riesgo de paro y oferta de trabajo familiar". *Revista del Colegio de Economista de Madrid* 87.
- Sanz Sanz J.F. (1997): " Labour Supply and Welfare Analysis of Income Tax. Reforms using microdata: An Application to British Married Women." Trabajo presentado a "Social Welfare and Public Intervention". Workshop celebrado por la Universidad de Oxford y Kobe Institute. Japon

Sastre Garcia, M.(1999): *Los ingresos y los gastos en las Encuestas de Presupuestos Familiares. Ensayos sobre Desigualdad y Bienestar* . Tesis Doctoral Mimeo.

Skaburskis A., (1997) "Gender differences in housing demand". *Urban Studies*, vol. 34, pp 275-321.L