

III

UN ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LA MUJER EN ESPAÑA Y EN CASTILLA Y LEÓN

Inmaculada GONZÁLEZ GÜEMES

Carlos PÉREZ DOMÍNGUEZ

Mercedes PRIETO ALAIZ

Universidad de Valladolid

SUMARIO

RESUMEN.

1. INTRODUCCIÓN.
 2. LA EVOLUCIÓN RELATIVA DE LA PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA EN CASTILLA Y LEÓN.
 3. LA PROBABILIDAD DE PARTICIPAR EN EL MERCADO LABORAL DE LA MUJER CASTELLANO-LEONESA.
 - 3.1. Muestra de datos y variables utilizadas.
 - 3.2. Resultados de la estimación.
 - 3.3. La probabilidad de participación femenina para Castilla y León.
 - 3.4. Comparación con el resto de España.
 4. RESUMEN Y CONCLUSIONES.
 5. BIBLIOGRAFÍA.
 6. ANEXO.
-

RESUMEN

En este trabajo se analiza el comportamiento de la participación laboral femenina en Castilla y León, en comparación con el resto de España. Para ello, en primer lugar, se efectúa un estudio, de corte eminentemente descriptivo, de la evolución de la tasa de actividad de la mujer durante las dos últimas décadas. Y, en segundo lugar, se estiman varios modelos econométricos de elección cualitativa (utilizando los microdatos de la EPA del segundo trimestre de 1998), mediante los cuales se pone de manifiesto la importancia relativa que diferentes factores de corte socio-económico (el estado civil, la edad, la educación, las características del hogar y el lugar de residencia) tienen sobre la decisión de participación laboral de la mujer.

Palabras clave: Participación laboral, Mujer, Castilla y León, España.

1. INTRODUCCIÓN

El primer objetivo de este trabajo es analizar la evolución en los últimos 20 años de la tasa de actividad femenina en Castilla y León, tomando como referencia la tasa de actividad femenina en el conjunto de España.

A lo largo de estos años dicha tasa regional ha tenido una tendencia claramente creciente pero menor que la nacional. La razón fundamental de este fenómeno es, verosímelmente, el mayor grado de envejecimiento de la población castellano-leonesa. Esta tendencia creciente se produce a pesar de que la participación de las más jóvenes (16-19 años) y de las mayores (más de 55 años) ha disminuido considerablemente entre 1977 y 1998 (como consecuencia, del alargamiento de la escolarización y del adelantamiento de la edad de jubilación, respectivamente).

Es imprescindible analizar con más detalle la evolución de la actividad laboral femenina para saber qué ha ocurrido en realidad. En concreto, es muy difícil estudiar la evolución de dicha actividad sin tener en cuenta determinados factores que inciden en la misma como: la edad, el estado civil y la educación, entre otros. En este sentido, mención especial merece el incremento de la participación de las mujeres en edad principal (25-54 años) acaecido entre 1977 y 1998 y, especialmente, el de las mujeres casadas. La razón básica argüida para explicar este hecho es que se han producido cambios estructurales que hacen que la mujer pierda su condición de trabajador de reserva. En otras palabras, que su pertenencia al mercado de trabajo no está tan sujeta a circunstancias familiares o cíclicas, sino que depende, primordialmente, de su educación. La mayor formación de las mujeres, efectivamente, ha jugado y juega un papel fundamental en la inserción y permanencia de las mismas en el mercado laboral. No obstante, dicha formación parece ser una variable más relevante para las mujeres castellano-leonesas que para las españolas en conjunto.

El segundo objetivo consiste en averiguar cuáles son las características fundamentales que inciden en la probabilidad de participación laboral de la

mujer. Mediante la estimación de varios modelos de elección cualitativa (modelos LOGIT, más concretamente), y utilizando una muestra de microdatos de la EPA correspondiente al segundo trimestre de 1998, se confirma que, tanto en Castilla y León como en el resto de España, la educación, la edad, el estado civil y las peculiaridades socioeconómicas del hogar desempeñan un papel transcendental para explicar la actividad de las mujeres.

La estructura de este trabajo es la siguiente: la evolución relativa de las tasas de actividad femeninas se estudia en el apartado 2 y el planteamiento y estimación de los modelos LOGIT en el apartado 3. Por último, se resumen, en el apartado 4, las principales conclusiones del trabajo.

2. LA EVOLUCIÓN RELATIVA DE LA PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA EN CASTILLA Y LEÓN

En este apartado se realiza un estudio puramente descriptivo de la evolución de la participación laboral femenina en Castilla y León desde finales de los años 70 hasta la actualidad, en relación con el comportamiento registrado en el conjunto de España.

La participación en el mercado laboral se suele medir a través de la tasa de actividad. Esta tasa se halla mediante el cociente entre la población activa (personas que aportan su trabajo en la producción de bienes y servicios o están disponibles para ello, es decir, la población activa incluye a las personas con empleo y a las paradas) y la población total que ha superado la edad mínima laboral (16 años).

CUADRO 1

Tasas de actividad por sexo en Castilla y León y en España

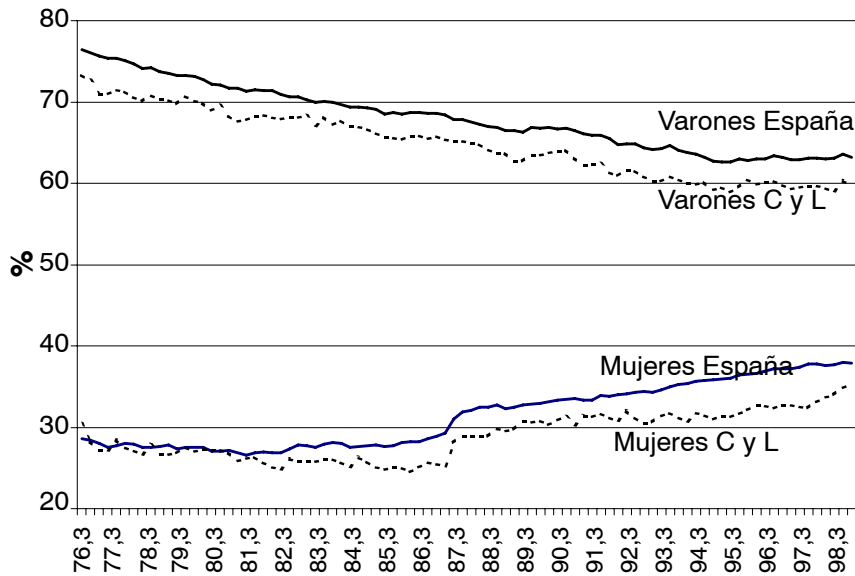
	Castilla y León			España		
	Varones (I)	Mujeres (II)	Índice (I / II)	Varones (I)	Mujeres (II)	Índice (I / II)
1977	71,03	27,17	2,61	75,41	27,58	2,73
1982	67,90	24,84	2,73	70,95	26,87	2,64
1987	65,25	28,08	2,32	67,79	30,99	2,18
1992	61,68	31,97	1,92	64,82	34,13	1,89
1997	59,56	32,52	1,83	62,88	37,38	1,68
1998	59,07	34,03	1,73	63,06	37,72	1,67

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa (INE).

Notas: Los datos se refieren al segundo trimestre de cada año.

GRÁFICO 1

Evolución de las tasas de actividad femenina y masculina en Castilla y León y en España (1976.III - 1998.IV)



En términos generales, como se puede inferir del gráfico 1, las tasas de actividad femenina han aumentado en los últimos veinte años tanto en España como en Castilla y León. Existen varias razones que pueden explicar esta tendencia creciente de la actividad laboral femenina; entre ellas, es importante señalar las siguientes: espectacular incremento del nivel de estudios femenino; «ruptura» de los valores tradicionales; disminución drástica de las tasas de natalidad; terciarización de la economía; crecimiento considerable en los últimos años del empleo a tiempo parcial ⁽¹⁾; etcétera.

Los datos que aparecen en el cuadro 1 ponen de manifiesto que la tasa de actividad femenina regional presenta una trayectoria creciente, pero menor que la nacional (por ejemplo, en el segundo trimestre de 1998 existía una diferencia de casi cuatro puntos porcentuales). PÉREZ DOMÍNGUEZ (1999) apunta dos peculiaridades del colectivo femenino en Castilla y León que justificarían, al menos en parte, este fenómeno. En primer lugar, está el mayor grado de envejecimiento de la población femenina castellano-leonesa. A modo de ejemplo, en 1997, en torno al 41 por 100 de esa población tenía más de 54 años en Castilla y León frente al aproximadamente 35 por 100 nacional. Este colectivo es, justamente, el que tiene las menores tasas de participación tanto a nivel

⁽¹⁾ Véanse a este respecto los artículos de Miguel CASTAÑO (1988), CEBRIÁN et al. (1997), BOVER (1997) y FINA (1997).

regional como nacional (alrededor al 8 por 100 en 1998) ⁽²⁾. En segundo lugar, otro factor relevante para explicar la menor participación femenina en Castilla y León podría estar en su estructura ocupacional, especializada relativamente en un sector agrícola mayoritariamente masculino. De esta forma, en 1998, casi el 12,35 por 100 de todos los empleados de la región trabajan en este sector, (frente al 8 por 100 nacional), y de ellos, el 83 por 100 eran varones.

El gráfico 1 proporciona también información sobre las tasas de actividad masculinas en los dos ámbitos territoriales. La tendencia de dicha tasa ha sido claramente decreciente tanto en España como en Castilla y León. En concreto, la tasa de participación masculina se ha reducido, entre 1976 y 1998, aproximadamente 12 puntos porcentuales en ambos entornos geográficos (véase Cuadro 1). Las razones de ello han sido, básicamente, dos: por un lado, el alargamiento de la escolarización (así por ejemplo, en 1977 la tasa de participación de los adolescentes en Castilla y León era del 50,69 por 100 frente al 17,5 por 100 en 1998 —véase cuadro 2—); y por otro lado, el adelantamiento de la edad de jubilación (entre 1977 y 1998 ha caído en la región la participación del colectivo masculino mayor de 55 años en más de veinte puntos porcentuales; algo similar ha sucedido para el caso español).

Es conveniente destacar, además, que para el caso masculino también la tasa de actividad regional es menor que la nacional (concretamente, en el segundo trimestre de 1998 había una diferencia de cuatro puntos porcentuales). Esto supone la existencia de una mayor proporción de inactivos en Castilla y León. Las razones básicas argüidas por SÁNCHEZ MACÍAS (1998) para explicar este fenómeno son las siguientes: estancamiento poblacional y peso creciente de la población inactiva especialmente de los jubilados; limitada capacidad de la región para crear empleo y debilidad del sistema productivo regional que provoca mayor efecto desánimo.

Con el objetivo de establecer la posición relativa de la actividad femenina se han calculado, siguiendo a PEINADO (1985), los índices de participación relativa para España y Castilla y León. Dichos índices se han obtenido mediante el cociente entre la tasa de actividad masculina y la tasa de actividad femenina. El cuadro 1 muestra tales cocientes. Los niveles de estos cocientes son, prácticamente, similares para España y Castilla y León (aunque las cifras que se alcanzan en la región son ligeramente superiores a las nacionales).

Si se analiza la evolución de estos índices de participación relativa se observa una cierta tendencia hacia la convergencia entre la actividad laboral de ambos sexos tanto a nivel regional como nacional. No obstante, como se puede derivar del cuadro 1, la participación masculina es todavía muy superior a la femenina (1,67 veces mayor en España y 1,73 veces superior en Castilla y León, en el segundo trimestre de 1998).

(2) Puede consultarse a este respecto el cuadro 2.

Para analizar con una mayor profundidad la actividad laboral se han de tener en cuenta determinados factores explicativos que inciden en la misma, como la edad, el estado civil o el nivel de estudios, entre otros.

El cuadro 2 muestra las tasas de participación femenina y masculina por diferentes cohortes de edad, para Castilla y León y España. En este sentido, cabe destacar lo siguiente: en primer lugar, se produce un aumento espectacular en la participación al pasar del tramo de edad de 16-19 años al de 20-24 años. Este efecto es de similar intensidad para Castilla y León y España. Además, es prácticamente igual para los colectivos masculino y femenino, aunque la diferencia máxima en la participación, al pasar de un tramo a otro de edad, se produce en los varones castellano-leoneses. En concreto, en el segundo trimestre de 1998, la tasa de actividad masculina regional se incrementó más de 40 puntos porcentuales al pasar del colectivo de 16-19 años al de 20-24 años. Naturalmente, este efecto se produce como consecuencia de las elevadas tasas de escolarización de los adolescentes (16-19 años) respecto a los jóvenes (20-24 años).

En segundo lugar, por lo que se refiere a la edad como factor explicativo de la participación laboral, mención especial merece la evolución de la actividad de las mujeres en edad principal (25 a 54 años). Observando el cuadro 2, se infiere que la actividad laboral femenina de este grupo de población se ha incrementado, entre 1977 y 1998, alrededor de 25 puntos porcentuales en Castilla y León (frente a más de 29 puntos porcentuales en España). La razón básica de este fenómeno es, posiblemente, que se han producido importantes cambios estructurales que hacen que la mujer pierda su condición de trabajador de reserva. Es decir, que su pertenencia al mercado de trabajo no está sujeta a circunstancias familiares o cíclicas, sino que está determinada por su formación.

Para estudiar la evolución de la participación relativa de las mujeres de este colectivo respecto a la de los hombres de ese mismo grupo de edad se han elaborado unos índices de participación relativa regional y nacional. Dichos índices se definirán, ahora, como el ratio de la tasa de actividad masculina regional (nacional) de 25-54 años y la tasa de actividad femenina regional (nacional) de ese mismo grupo de edad. Este índice ha pasado de ser en Castilla y León de 2,89 en el segundo trimestre de 1977 a 1,57 en ese mismo trimestre de 1998 (en España el cambio ha sido todavía mayor, concretamente, de 3,29 a 1,57).

Otro factor que, habitualmente, juega un papel fundamental en la decisión femenina de participar en el mercado de trabajo es el estado civil. En este sentido, «la nueva economía de la familia» (BECKER —1985—) mantiene que las decisiones laborales de los individuos se toman en el seno de la familia. Tradicionalmente, el matrimonio, y sobre todo la crianza de los hijos, suponía para la mayoría de las mujeres el abandono temporal o definitivo del mercado laboral. Sin embargo, esta situación ha cambiado de forma espectacular en los últimos años. La actividad laboral de las mujeres casadas se ha incrementado a

lo largo del período considerado en casi 10 puntos porcentuales en Castilla y León y alrededor de 16 puntos porcentuales en España ⁽³⁾ —véase cuadro 3—.

CUADRO 2

Tasas de actividad por sexo y grupos de edad en Castilla y León y en España

		Castilla y León			España		
		Varones (I)	Mujeres (II)	Índice (I / II)	Varones (I)	Mujeres (II)	Índice (I / II)
1977	16-19	50,69	36,77	1,37	59,19	46,23	1,28
	20-24	60,51	46,18	1,31	62,05	54,01	1,14
	25-54	93,83	32,44	2,89	95,96	29,15	3,29
	55 y más	45,80	13,74	3,33	48,48	13,10	3,70
1987	16-19	34,06	28,55	1,19	39,94	37,47	1,06
	20-24	67,55	54,40	1,24	70,85	59,94	1,18
	25-54	93,29	37,65	2,47	93,58	39,55	2,36
	55 y más	34,57	10,53	3,28	34,60	9,51	3,63
1997	16-19	21,16	14,77	1,43	26,41	21,00	1,25
	20-24	60,81	42,26	1,43	61,55	54,74	1,12
	25-54	92,54	56,19	1,64	92,43	58,04	1,59
	55 y más	23,54	8,19	2,87	25,15	8,32	3,02
1998	16-19	17,50	12,35	1,41	27,46	20,29	1,35
	20-24	59,13	45,15	1,30	61,47	54,78	1,12
	25-54	91,38	57,93	1,57	92,40	58,71	1,57
	55 y más	24,30	8,28	2,93	25,46	8,42	3,02

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa (INE).

Notas: Los datos se refieren al segundo trimestre de cada año.

Con el propósito de determinar la posición relativa de la participación de las mujeres casadas respecto a los varones casados y respecto a las mujeres solteras, se han elaborado dos índices. El primero de ellos está definido como el ratio entre la tasa de actividad masculina de los casados y la tasa de actividad

⁽³⁾ MARTÍN ROMÁN (1998) estima que el «individuo tipo» cuya participación depende más del ciclo económico es, verosímilmente, una mujer de mediana edad, casada y con estudios primarios. Además, según el mismo autor, dicha mujer reacciona con cierto retraso a las variaciones de la demanda en Castilla y León si se comparara con España (ahí podría estar, precisamente, la explicación de la diferencia existente entre la participación de las mujeres casadas a nivel regional y nacional).

femenina de las casadas. En cuanto al segundo de ellos, se ha elaborado como el cociente entre la tasa de actividad de las mujeres casadas y la tasa de actividad de las mujeres solteras. Dichos índices se recogen en el cuadro 3. De este cuadro se puede derivar lo siguiente:

- a) Se produce un «acercamiento» entre la participación de los hombres y las mujeres casados. No obstante, la actividad de estas últimas es inquietantemente menor. Así por ejemplo, a finales de los años 70, la participación de los varones casados era 3,39 veces superior a la participación de las mujeres casadas en Castilla y León (y 4,14 veces mayor en España). Sin embargo, a finales de los años 90, las diferencias se han reducido, pasando a tomar un valor de 1,95 en Castilla y León, y de 1,84 en el caso español).
- b) Se origina una cierta convergencia entre la participación de las mujeres casadas y solteras tanto a nivel regional como nacional. Más específicamente, en el segundo trimestre de 1977, la actividad de las mujeres solteras de Castilla y León más que doblaba la actividad de las casadas (en España, la diferencia era todavía mayor —de 2,78—). No obstante, en el segundo trimestre de 1997, la diferencia es menor. En concreto, en torno a 1,4 veces mayor tanto en la región como en España. La razón de esta «convergencia» podría estar, como señalan CEBRIÁN *et al.* (1997, p. 132), en que «las mujeres entran en la actividad y la ocupación antes de casarse y no abandonan esa situación al cambiar de estado civil».

CUADRO 3

Tasas de actividad por sexo y estado civil en Castilla y León y en España

		Castilla y León				España			
		Varón (V)	Mujer (M)	Índice VC/MC	Índice MS/MC	Varón (V)	Mujer (M)	Índice VC/MC	Índice MS/MC
1977	Soltero (S)	64,16	45,68	3,39	2,01	67,19	54,89	4,14	2,78
	Casados (C)	77,09	22,68			81,77	19,73		
1987	Soltero (S)	64,04	47,83	2,94	2,04	63,36	52,64	2,83	2,06
	Casados (C)	68,82	23,38			72,46	25,54		
1997	Soltero (S)	60,66	45,22	1,95	1,44	60,68	50,93	1,84	1,42
	Casados (C)	61,28	31,31			66,25	35,83		

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa (INE).

Notas: Los datos se refieren al segundo trimestre de cada año.

CUADRO 4
Tasas de actividad por sexo y nivel de estudios en Castilla y León
y en España

		Castilla y León			España		
		Varones (I)	Mujeres (II)	Índice (I / II)	Varones (I)	Mujeres (II)	Índice (I / II)
1977	Analfab. y sin estudios	25,04	12,90	1,94	62,09	15,73	3,94
	Estudios primarios	53,12	28,59	1,85	83,40	29,71	2,80
	Estudios medios	39,86	30,36	1,31	59,04	38,50	1,53
	Estudios superiores	83,68	75,81	1,10	86,61	70,93	1,22
1987	Analfab. y sin estudios	18,53	9,58	1,93	45,74	13,64	3,35
	Estudios primarios	43,82	20,80	2,10	73,77	25,82	2,85
	Estudios medios	55,35	42,43	1,30	68,48	46,67	1,46
	Estudios superiores	84,94	84,19	1,00	84,61	81,47	1,03
1997	Analfab. y sin estudios	9,26	4,10	2,25	29,79	11,27	2,64
	Estudios primarios	35,08	19,36	1,81	60,89	25,99	2,34
	Estudios medios	54,52	39,71	1,37	69,01	46,05	1,49
	Estudios superiores	84,18	84,26	0,99	83,23	84,46	0,98

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa (INE).

Notas: Los datos se refieren al segundo trimestre de cada año.

Por último, el factor que, verosíblemente, más ha influido en el incremento en la participación femenina ha sido la educación. En los últimos años, como señalan entre otros SAN SEGUNDO (1997), ALBERT (1997), BOVER (1997) y GARCÍA SERRANO y MALO (1997), se ha producido un aumento espectacular en el nivel de estudios femenino y, sobre todo, en el superior. Según la perspectiva de la teoría del capital humano el nivel de estudios mejora las expectativas salariales y de empleo y, además, encarece la inactividad de la mujer vía coste de oportunidad. Por tanto, la educación aumenta, ineludiblemente, la participación femenina en el mercado de trabajo.

En este sentido, de acuerdo con el cuadro 4, es conveniente destacar lo siguiente. Por un lado, la actividad laboral femenina se incrementa drásticamente a medida que aumenta el nivel de estudios. A modo de ejemplo, en Castilla y León la tasa de participación de las mujeres sin estudios y analfabetas, en el segundo trimestre de 1997, fue del 4,1 por 100 mientras que la actividad de las mujeres con estudios superiores fue del 84,26 por 100 (frente al 11,27 por 100 y 84,46 por 100, respectivamente en España). Esta misma conclusión se obtiene si se tiene en cuenta la participación relativa de las mujeres. Obsérvese que el índice de participación relativa para el nivel de estudios superiores oscila en torno a 1, tanto a nivel regional como nacional. Sin embargo, dicho índice es superior a 2 en los dos ámbitos territoriales para la categoría sin estudios y analfabetos.

Por otro lado, el nivel de estudios parece ser una variable más relevante para las mujeres castellano-leonesas que para las españolas en conjunto. Para todos los niveles de estudios la tasa de participación femenina regional es alrededor de 6 puntos inferior a la nacional, excepto, para el nivel de estudios superiores para el cual dicha tasa es similar.

En definitiva, la mayor formación ha jugado y juega un papel fundamental en la inserción y permanencia de las mujeres en el mercado laboral. No obstante, dicho papel es mayor en Castilla y León que en el conjunto nacional.

3. LA PROBABILIDAD DE PARTICIPAR EN EL MERCADO LABORAL DE LA MUJER CASTELLANO-LEONESA

En este apartado se analiza cómo afectan distintas peculiaridades de carácter socioeconómico a la decisión femenina de participar en el mercado laboral, en el caso de que su lugar de residencia sea Castilla y León o bien otro punto distinto de la geografía nacional.

A tal fin, se han estimado varios modelos de elección cualitativa ⁽⁴⁾ (modelos LOGIT, más en concreto) mediante los cuales es posible aproximar, en primer lugar, la probabilidad de que una mujer de referencia (cuyas características definiremos más adelante) participe en el mercado laboral, esto es, sea calificada como activa; y, en segundo lugar, cómo se ve afectada dicha probabilidad si se altera alguna de las características de dicha referente.

El modelo LOGIT queda especificado de la siguiente forma:

$$pr(y_i = 1) = 1 - F(-x_i' \beta) = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}}$$

donde y_i es la variable dependiente, que toma el valor uno cuando la observación corresponde a una mujer que participa en el mercado laboral y cero en caso contrario, x_i es un vector de características de la mujer y $F(\cdot)$ es la función de distribución logística.

El efecto marginal de las variables binarias incluidas en el modelo se ha calculado de la siguiente manera. Consideremos la variable binaria d que recoge una cierta característica de la mujer. El efecto que se ha computado es: $pr(y=1|x^*, d=1) - pr(y=1|x^*, d=0)$, donde x^* es el vector formado por el resto de las variables explicativas binarias evaluadas en la mujer de referencia y por las medias de las variables explicativas continuas.

El efecto marginal de las variables continuas se ha calculado como:

$$\frac{\partial E(y_i)}{\partial x_i} = f(-x_i^* \beta) \beta_i$$

(4) Véase, por ejemplo, MADDALA (1991).

3.1. MUESTRA DE DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS

La muestra utilizada proviene de los microdatos de la Encuesta de Población Activa (INE) provistos para el segundo trimestre del año 1998. Se cuenta con 5.995 observaciones para Castilla y León y con 59.939 para el resto de España, correspondientes a mujeres cuyo estado civil es casadas o bien solteras con edades comprendidas entre los 16 y los 65 años. Se ha optado por suprimir las observaciones correspondientes a las mujeres viudas y divorciadas, dado que su diferenciación podría dar lugar a problemas de identificación en los parámetros y teniendo en cuenta, además, que su peso es bastante reducido en el conjunto de la muestra (apenas suponen el 7 por 100 del total).

De acuerdo con la teoría y tal y como se ha puesto de manifiesto en diversos estudios previos y en el primer apartado de este trabajo, las variables más relevantes para explicar la decisión de participación laboral de la mujer, son las siguientes.

En primer lugar, se encuentra el estado civil de la mujer. Más en concreto, la probabilidad de que una mujer con unas determinadas características socio-laborales participe es menor si está casada que en el caso de encontrarse soltera.

En segundo lugar, el nivel de formación adquirido también resulta muy relevante a la hora de explicar la participación femenina.

En tercer lugar, y relacionado con el anterior efecto, la edad es un importante condicionante de la participación. En los primeros tramos de edad cabe esperar una baja participación, en la medida en que los individuos pertenecientes a los mismos se encuentran aún inmersos en el sistema educativo formal; en los colectivos femeninos de edad intermedia, en los que, como hemos visto, ha aumentado significativamente el nivel formativo, se registrarían las mayores tasas de participación; y, por último, en los grupos de mayor edad, con menores niveles de cualificación y con unos valores familiares más conservadores, la actividad femenina se reduciría.

En cuarto lugar, la presencia de cargas familiares, en especial la presencia de hijos de corta edad en la familia, también constituye un elemento que desincentiva la actividad de la mujer, al aumentar con ellas el coste de su participación en el mercado de trabajo (MORENO *et al.*, 1996; IGLESIAS y LLORENTE, 1999). De acuerdo con BOVER (1997), la reducción exógena de la fertilidad de la mujer española desde finales de los años setenta ha sido, de hecho, uno de los elementos explicativos más relevantes del aumento de su actividad ⁽⁵⁾.

⁽⁵⁾ Según la autora, el aumento de la educación universitaria habría aumentado la participación femenina en más de un 30,7 por 100 entre 1981 y 1991, y la caída de la fertilidad en un 28 por 100.

Por último, también resulta frecuente incorporar alguna variable asociada con la situación sociolaboral del hogar, como el nivel de formación o la relación con la actividad del cónyuge, el número de miembros del hogar y su situación laboral, alguna *proxy* de la renta familiar disponible, etcétera ⁽⁶⁾. A este respecto, se ha incorporado una variable que mide el porcentaje de ocupados sobre el total de miembros del hogar excluida la mujer objeto de estudio. Esta variable tiene, en términos teóricos, un efecto ambiguo sobre la decisión femenina de participar. Por un lado, sería una aproximación indirecta de la renta familiar, de forma que al aumentar, se reduciría la probabilidad de participación de la mujer (efecto renta). Pero, por otro lado, el efecto podría ser el contrario, en la medida en que al aumentar el número de ocupados en la familia se favorezcan ciertas relaciones de carácter informal con el mercado de trabajo que faciliten la incorporación al mismo del resto de sus miembros (efecto de contagio). Además, y en este mismo sentido, también podría ocurrir que el número de ocupados en el hogar fuera tomado por la mujer como una *proxy* de su propia probabilidad de encontrar empleo (efecto ánimo), induciendo, por tanto, de manera directa en su decisión de participación.

3.2. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Para efectuar las estimaciones se ha considerado una mujer de referencia que cuenta con las siguientes características. La edad se haya comprendida entre los 36 y los 45 años, el estado civil es casada o soltera, cuenta con estudios primarios y reside, bien en Castilla y León, bien en el resto de España. Como valores de referencia de las variables de composición familiar se han adoptado las medias que las mismas toman en el conjunto de la nación, esto es, una mujer perteneciente a un hogar con el 20 por 100 de los mismos ocupados ⁽⁷⁾ y con 0,2 niños menores de 6 años.

Como punto de partida se ha contrastado si el estado civil de la mujeres determinante a la hora de explicar cómo influyen el resto de las variables en su decisión de participación laboral. De acuerdo con los resultados de los test efectuados podemos aceptar (tanto para Castilla y León como para el resto de España) la existencia de dos modelos diferentes de determina-

⁽⁶⁾ A modo de ejemplo puede consultarse el estudio de Iglesias y Llorente, 1999.

⁽⁷⁾ Para calcular estos porcentajes se ha excluido del hogar a la mujer objeto de estudio, dado que, en caso contrario, existiría una fuerte correlación directa entre el regresor y la variable dependiente.

ción de la probabilidad de participación en función del estado civil de la mujer ⁽⁸⁾.

Las probabilidades estimadas se ofrecen en cuadro 5. Por su parte, los coeficientes estimados y los estadísticos más relevantes se incorporan en un anexo.

3.3. LA PROBABILIDAD DE PARTICIPACIÓN FEMENINA PARA CASTILLA Y LEÓN

En el caso de Castilla y León los principales resultados de las estimaciones se recogen en la primera columna del cuadro 5 que se comenta a continuación.

La probabilidad de participar en el mercado laboral de una mujer castellano-leonesa perteneciente al grupo de referencia es del 84,89 por 100 si está soltera, y solamente del 46 por 100 en el caso en que esté casada ⁽⁹⁾.

La edad es un determinante importante de la participación laboral femenina. Para las castellano-leonesas solteras la mayor probabilidad de ser activas se registra en el abanico de edad de entre 26 y 45 años (un 84,89 por 100); la pertenencia al grupo de los menores de 26 años reduce drásticamente su probabilidad de participación (en cerca de 48 puntos porcentuales), lo que, en buena parte, vendría explicado por el hecho de que un alto porcentaje de este colectivo de edad se encuentra aún inmerso en el sistema educativo formal. En los grupos de edad superiores, la probabilidad de participación también es menor, más concretamente, entre los 46 y 55 años ésta se reduce en 12,14 puntos porcentuales, y entre los 56 y 65 años en 45 puntos.

⁽⁸⁾ La hipótesis nula (H_0) es que las mujeres casadas tienen el mismo comportamiento que las solteras (esto supone 10 restricciones sobre los parámetros). Para el caso de Castilla y León se obtiene un valor del estadístico de Wald de 210,5039 que permite rechazar H_0 ; en el resto de España el estadístico adopta un valor de 2.103,495 que permite rechazar H_0 .

⁽⁹⁾ Plaza Acero (1993) estimó con datos de 1985, que la probabilidad de pertenecer a la población activa de una mujer de Castilla y León era del 32,2 por 100.

CUADRO 5

**Probabilidades estimadas de participación de la mujer en Castilla y León
y en España**

		Castilla y León (I)	Resto de España (II)
S O L T E R A S	Referencia: Estudios primarios y edad 36-45 años	0,8489	0,8458
	Edad (años):		
	Menos 26	-0,4778	-0,3704
	26-35	-0,0020	0,0240
	46-55	-0,1214	-0,0377
	56-65	-0,4497	-0,3684
	Estudios:		
Analfabetas	-0,7479	-0,4697	
Secundarios	-0,0700	-0,0985	
Superiores	0,0580	0,0367	
Porcentaje de ocupados en el hogar:	-0,0601	-0,0075	
Número de niños menores 6 años:	0,0123	0,0141	
C A S A D A S	Referencia: Estudios primarios y edad 36-45 años	0,4599	0,4748
	Edad (años):		
	Menos 26	0,0216	0,0836
	26-35	0,1047	0,0780
	46-55	-0,1484	-0,1629
	56-65	-0,3030	-0,3247
	Estudios:		
Analfabetas	-0,0778	-0,0401	
Secundarios	0,1708	0,1649	
Superiores	0,3724	0,3984	
Porcentaje de ocupados en el hogar:	0,1954	0,0799	
Número de niños menores 6 años:	-0,0912	-0,0789	

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados del Anexo.

Notas: La cifra correspondiente al individuo de referencia es su probabilidad de participación laboral. La de las diferentes categorías de edad y nivel de estudios informa sobre el cambio en la probabilidad de referencia si se modifica la cualidad correspondiente. Por último, las cifras referentes al porcentaje de ocupados y al número de hijos informan sobre el cambio en la probabilidad de participación ante una variación marginal de dichas variables.

En el caso de las casadas, la mayor probabilidad de participación se registra para aquellas que cuentan con edades comprendidas entre los 26 y los 35 años (en torno al 56 por 100), y se reduce en el resto de grupos de edad: en

torno a 10 puntos porcentuales para las menores de 26 años y las de entre 36 y 45, en cerca de 25 puntos para las de 46-55 años y en más de 40 puntos para mayores de 55 años.

El nivel de estudios alcanzado no resulta, en general, demasiado relevante a la hora de determinar la participación de las castellano-leonesas solteras siendo, no obstante, muy significativo y estando directamente relacionado con la participación de las casadas. De esta forma, contar con estudios medios aumentaría la probabilidad de participar de una castellano-leonesa casada en 17 puntos porcentuales, y en 37,24 tenerlos de grado superior. Esto significa que el nivel de formación adquirido amortigua sensiblemente el efecto del estado civil sobre la probabilidad de participación femenina. Como ilustración del citado fenómeno puede indicarse lo siguiente. La probabilidad de participar de una soltera con estudios primarios es en torno a 39 puntos porcentuales mayor que la de una casada con iguales características. En el caso de contar con estudios superiores, la diferencia se reduce a poco más de 7 puntos.

Las características familiares consideradas (número de miembros del hogar menores de seis años y porcentaje de ocupados en la familia) no tienen peso alguno sobre la probabilidad de participación de las solteras, siendo, no obstante, muy significativas en el de las casadas ⁽¹⁰⁾. Para este último grupo, más en concreto, cada hijo menor de 6 años reduciría la probabilidad de participación en más de 9 puntos porcentuales.

En cuanto al porcentaje de ocupados en el hogar, se observa cómo influye de manera positiva y significativa en la decisión de participar de la mujer casada, poniendo de manifiesto la preponderancia de los efectos de contagio y ánimo sobre el efecto renta ⁽¹¹⁾. A modo de ejemplo, en un matrimonio sin hijos, el hecho de que el marido esté ocupado (frente al de no estarlo) aumentaría la probabilidad de participación de su cónyuge en cerca de 10 puntos porcentuales.

3.4. COMPARACIÓN CON EL RESTO DE ESPAÑA

En la segunda columna del cuadro 5 se sintetizan las probabilidades de participación en el caso de que una mujer de referencia, con idénticas características que en el caso de Castilla y León, resida fuera de dicha comunidad. Al contrastar si esta localización geográfica es determinante o no a la hora de explicar cómo influyen el resto de las variables, de manera global, en la decisión femenina de participación, puede aceptarse la existencia de un comporta-

⁽¹⁰⁾ Unos resultados similares han sido obtenidos por CEBRIÁN y JIMENO (1998) para el caso español.

⁽¹¹⁾ Un resultado de similares características se obtiene en IGLESIAS y LLORENTE, 1999.

miento conjunto diferenciado para el caso de la mujer castellano-leonesa ⁽¹²⁾. A continuación se comentan las características responsables de estas diferencias.

Para el caso de las mujeres solteras, las diferencias en la probabilidad de participación entre Castilla y León y el resto del país se asocian, básicamente, con el nivel de educación alcanzado. De esta forma (y manteniendo el resto de características de referencia), las mujeres analfabetas o sin estudios de la comunidad presentan una probabilidad de participar en el mercado laboral de tan solo el 10 por 100, frente al 37,6 por 100 en el caso de residir en otro punto de España. Una diferencia de sentido opuesto, aunque mucho menos intensa, tiene lugar para las mujeres con estudios superiores, con una probabilidad de ser activas del 90,7 por 100 si residen en Castilla y León frente a una del 88,2 por 100 si no lo hacen. La explicación del primero de estos fenómenos podría encontrarse, al menos en parte, en la peculiar estructura sectorial de Castilla y León; así, por ejemplo, las asalariadas en el sector agrícola (que en otras comunidades como Andalucía o Extremadura podrían absorber buena parte del empleo femenino menos cualificado) son porcentualmente muy escasas en Castilla y León ⁽¹³⁾.

En el caso de las mujeres casadas, es el porcentaje de ocupados sobre miembros del hogar la variable que determina las mayores diferencias en la probabilidad femenina de participación entre Castilla y León y el resto del país. De esta forma, y tomando como referencia un matrimonio sin hijos, el hecho de que el cónyuge trabaje aumenta la probabilidad femenina de participación en casi 10 puntos porcentuales en Castilla y León, y en 4 puntos en el resto del país. Este hecho podría estar reflejando la presencia de mayores «efectos de contagio» en Castilla y León, en donde abunda, relativamente, una estructura empresarial especializada en pequeñas y medianas empresas de carácter familiar; y también un mayor «efecto ánimo» para las mujeres de la Comunidad ⁽¹⁴⁾.

4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado el comportamiento de la participación laboral femenina en Castilla y León, en comparación con el resto de España.

⁽¹²⁾ La hipótesis nula (H_0) es que las pautas de participación son iguales independientemente de residir o no en Castilla y León (esto supone 22 restricciones sobre los parámetros). El valor del estadístico de Wald que se obtiene es de 60,38 lo que permite rechazar H_0 .

⁽¹³⁾ En 1998, la tasa de asalarización agrícola femenina era, para España del 29,35 por 100 frente al 5,5 por 100 de Castilla y León.

⁽¹⁴⁾ En MARTÍN ROMÁN (1998), se estima la sensibilidad cíclica de la actividad por sexos y grupos edad, para España y para Castilla y León, poniéndose de manifiesto un efecto ánimo significativamente mayor para el caso de las mujeres castellano-leonesas que para las residentes en el conjunto de la nación.

Para ello, en primer lugar, se ha efectuado un estudio, de corte eminentemente descriptivo, de la evolución de la tasa de actividad de la mujer durante las dos últimas décadas. Así, se ha comprobado que la participación de la mujer en el mercado de trabajo ha crecido tanto en Castilla y León como en el conjunto de España. No obstante, los datos ponen de manifiesto, que este ritmo de crecimiento ha sido menor en la comunidad. Otro resultado interesante es que la participación de las mujeres en edad principal es la que ha experimentado un mayor crecimiento, especialmente en el caso de las casadas. Además, se ha comprobado cómo la educación juega un papel fundamental en la inserción y permanencia de la mujer en el mercado laboral y, especialmente, en el caso de las castellano-leonesas.

En segundo lugar, se han estimado varios modelos econométricos de elección cualitativa, mediante los cuales se ha puesto de manifiesto la importancia relativa que diferentes factores de corte socio-económico tienen sobre la decisión de participación laboral de la mujer.

En este sentido, se demuestra que, tanto en Castilla y León como en el resto de España, las pautas de participación son significativamente diferentes en función del estado civil, siendo mucho menos probable que una determinada mujer de referencia participe en el mercado de trabajo si se encuentra casada.

La edad se ha manifestado como un factor determinante de la participación femenina, independientemente de su estado civil. De esta forma, las mayores probabilidades de participación se dan para mujeres con edades intermedias, disminuyendo (especialmente en el caso de ser soltera) para los primeros tramos de edad, aún inmersos en el sistema educativo formal, y también reduciéndose para las edades más elevadas.

El efecto del nivel de estudios y de las características del hogar es mucho más relevante en el caso de las mujeres casadas. En lo referente a la formación, la diferencia en las probabilidades de participación entre solteras y casadas pasa de 39 puntos porcentuales, si la mujer cuenta con estudios primarios a, solamente, 7 si ésta cuenta con educación superior. En cuanto a las peculiaridades del hogar, se ha puesto de manifiesto cómo la presencia de hijos menores de seis años reduce significativamente la probabilidad de participación de las casadas y cómo dicha probabilidad aumenta en función del porcentaje de miembros del hogar que se encuentren ocupados.

También se ha contrastado que la residencia de la mujer de referencia en Castilla y León o fuera de la comunidad es determinante a la hora de explicar su probabilidad de participación laboral. Más en concreto, una mujer soltera y sin cualificación académica presenta una probabilidad de ser activa 3,76 veces inferior si reside en Castilla y León que en el caso de hacerlo en otro punto de España. En lo referente a las casadas, en cambio, el porcentaje de ocupados sobre miembros del hogar tiene un efecto marginal sobre la probabilidad de participación 2,5 veces superior para el caso de Castilla y León.

5. BIBLIOGRAFÍA

- ALBERT VERDÚ, C. (1997): «La demanda de educación superior en España: diferencias por sexo», *Información Comercial Española*, núm. 760, pp. 105-113.
- BECKER, G. (1985): «Human capital, effort and the sexual division of labor», *Journal of Labor Economics*, 3 (1), January.
- BOVER, O. (1997): «Cambios en la composición de empleo y actividad laboral femenina», *Papeles de Economía Española*, núm. 72, pp. 38-51.
- CARRASCO BENGOA, C. y MAYORDOMO RICO, M. (1997): «La doble segmentación de las mujeres en el mercado laboral español», *Información Comercial Española*, núm. 760, pp. 43-58.
- CEBRIÁN, I.; MORENO, G. y TOHARIA, L. (1997): «Las transiciones laborales de las mujeres casadas en España, 1987-1996», *Información Comercial Española*, núm. 760, pp. 129-143.
- CEBRIAN, I. y JIMENO, J.F. (1998): «Situación familiar y situación laboral: determinantes de la actividad laboral de cónyuges e hijos», *Papeles de Economía Española*, núm. 77, pp. 158-171.
- FINA, L. (1997): «El aumento del trabajo a tiempo parcial en Europa: Problemas y oportunidades», *Papeles de Economía Española*, núm. 72, pp. 67-87.
- GARCÍA SERRANO, C. y MALO OCAÑA, M.A. (1997): «¿Es diferente el desajuste educativo de las mujeres?», *Información Comercial Española*, núm. 760, pp. 117-127.
- IGLESIAS, C. y LORENTE, R. (1999): «Participación y posición laboral de la mujer: un análisis cuantitativo», *Mimeo*.
- MADDALA, G.S. (1991): *Limited dependent and qualitative variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- MARTÍN ROMÁN (1998): «Tendencia y sensibilidad cíclica de las tasas de actividad de Castilla y León; un análisis comparado con España», *Situación BBV* (de próxima aparición).
- MIGUEL CASTAÑO, C. (1988): «La participación femenina en la actividad económica», *Información Comercial Española*, marzo 1988, pp. 37-57.
- MORENO, G.; RODRÍGUEZ, J.M. y VERA, J. (1996): «La participación laboral femenina y la discriminación salarial en España», CES Colección de Estudios, núm. 29, Madrid.
- PEINADO, A. (1988): *La discriminación de la mujer en el mercado de trabajo español: Una aproximación empírica a la discriminación salarial*, Colección Informes, Serie Empleo, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- PÉREZ DOMÍNGUEZ, C. (1999): «El mercado de trabajo de Castilla y León: una panorámica general», *Situación BBV* (de próxima aparición).

PLAZA ACERO, R. (1993): «Participación en la fuerza de trabajo y desempleo en Castilla y León», *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, núm. 8, pp. 221-231.

SÁNCHEZ MACÍAS (1998): *Mercado de trabajo*, La economía de Castilla y León ante el siglo XXI, Junta de Castilla y León.

SAN SEGUNDO, M.J. (1997): «Educación e ingresos en el mercado de trabajo español», *Cuadernos Económicos de ICE*, núm. 63, pp. 105-124.

6. ANEXO

		<i>CASTILLA Y LEÓN</i>		<i>RESTO DE ESPAÑA</i>	
	Variable	Coficiente	t-valor	Coficiente	t-valor
S O L T E R A S	Constante	1,8349	7,307040	1,695333	20,92788
	Edad				
	Menos 25	-2,2536	-9,262097	-1,800363	-22,166530
	25-35	-0,0156*	-0,057977	0,197258	2,237628
	45-55	-0,743901	-2,105966	-0,264434	-2,201417
	55-65	-2,134824	-5,891516	-1,792259	-14,380740
	ESTUDIOS				
	Analfabetas	-3,912978	-6,138467	-2,207905	-18,346130
	Secundarios	-0,466633	-4,135788	-0,617650	-17,421070
	Superiores	0,550527	3,891548	0,314507	6,445015
	% Ocupados	-0,474535*	-1,780527	-0,057821*	-0,700986
	Menores 6	0,095770*	0,388259	0,108242*	1,844752
	Bondad del Ajuste				
	ℓ	-1.181,302000		-11433,89	
	AIC	1,106644		1,181224	
	SBIC	1,133001		1,178501	
	McFadden-R ²	0,208420		0,147193	
% de acierto	73,010000		59,630000		
N	2153		19443		
C A S A D A S	Constante	-0,299870	-3,229011	-0,122733	-4,047916
	Edad				
	Menos 25	0,086715*	0,323498	0,335678	4,576630
	25-35	0,420960	3,806785	0,312701	8,881174
	45-55	-0,632633	-6,655904	-0,690549	-21,26489
	55-65	-1,522165	-13,47593	-1,633312	-40,10673
	ESTUDIOS				
	Analfabetas	-0,319795*	-1,286592	-0,165393	-4,155638
	Secundarios	0,695667	6,343001	0,674816	17,528970
	Superiores	1,761270	14,123660	2,030089	41,161220
	% Ocupados	0,786612	3,565513	0,320286	4,571951
	Menores 6	-0,367036	-4,611086	-0,316359	-12,724330
	Bondad del ajuste				
	ℓ	-2.267,240000		-20.320,100000	
	AIC	1,185445		1,178522	
	SBIC	1,201722		1,180971	
	McFadden-R ²	0,136658		0,138207	
% de acierto	68,610000		67,660000		
N	3842		34501		

ℓ es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en los estimadores máximos verosímiles de los parámetros; AIC es el criterio de Akaike

$$\text{AIC} = \frac{-2\ell}{N} + \frac{2k}{N};$$

donde K es número de parámetros y N es el número de observaciones; SBIC es el criterio de Schwartz,

$$\text{SBIC} = \frac{-2\ell}{N} + \frac{(k \log N)}{N};$$

$$\text{McFadden-R}^2 = 1 - \frac{\ell}{\bar{\ell}}$$

donde $\bar{\ell}$ es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en los estimadores máximos verosímiles obtenidos bajo la restricción de que todos los coeficientes son nulos salvo el término constante; el porcentaje de acierto se refiere al cociente entre el número de veces que la probabilidad de participación de la mujer en el mercado laboral predicha es menor (o mayor) que 0,5 coincide con un valor observado de la variable dependiente es 0 (ó 1) y el número total de observaciones.