

LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LA MUJER EN CASTILLA Y LEÓN

INMACULADA GONZÁLEZ GÜEMES¹

CARLOS PÉREZ DOMÍNGUEZ¹

MERCEDES PRIETO ALAIZ²

Universidad de Valladolid

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 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.

ABSTRACT

This paper analyses female labour market participation in Castilla and León and compares it with the rest of Spain. First of all, a purely descriptive analysis of how female participation rates evolved during the last two decades is carried out. Next, several qualitative choice econometric models are estimated. The results of these estimations show the relative importance of factors such as marital status, age, training, household characteristics and place of residence on the labour market participation decisions of Castilian women as compared with the rest of Spanish female population.

Key words: Labour participation, Woman, Castilla and León, Spain.

RÉSUMÉ

Cet article analyse la conduite de la participation féminine dans le marché du travail de Castilla et León par rapport au reste de l'Espagne. D'abord, on étudie du point de vue descriptif cette participation dès 1980 à nos jours. Après, on utilise plusieurs modèles économétriques de choix qualitative pour évaluer l'influence de quelques facteurs socio-économiques (état civil, âge, formation, caractéristiques du foyer et lieu de séjours) sur la décision féminine de participer dans le marché du travail.

Mots clés: Participation dans le marché du travail, Femme, Castilla et León, Espagne.

¹ Inmaculada González Güemes es Profesora Titular Interina de Universidad (gonzález@eco.uva.es), Carlos Pérez Domínguez es Profesor Titular de Universidad (carpe@eco.uva.es) ambos en el Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Universidad de Valladolid Avda Valle Esgueva, 6 47011 – VALLADOLID. Teléfono: 983-42300, ext. 24442

² Mercedes Prieto Alaiz es Profesora Titular Interina de Universidad (prietoal@eae.uva.es) en el Departamento de Economía Aplicada (Estadística y Econometría). Universidad de Valladolid Avda Valle Esgueva, 6 47011 – VALLADOLID teléfono: 983-42300, ext. 24442

Agradecemos los comentarios y sugerencias procedentes de la evaluación anónima del trabajo, no obstante, cualquier deficiencia presente en el mismo es responsabilidad exclusiva de los autores.

I.- INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo consiste en analizar la evolución y las peculiaridades de la participación laboral femenina en Castilla y León en relación con lo que ocurre en el resto de España.

Durante los últimos veinte años, la participación laboral femenina ha aumentado sensiblemente en el conjunto de España y también, específicamente, en Castilla y León. Simultáneamente, la actividad de los varones ha sufrido un receso en ambos entornos. En todo caso, las tasas de actividad por sexo siguen situándose en Castilla y León, a la altura de 1998, por debajo de los correspondientes valores nacionales.

Si nos centramos en el caso de las mujeres, los motivos que explican tanto el aumento de la participación como sus divergencias regionales, deben buscarse en determinados factores que inciden en la misma, como son, básicamente, la edad, el estado civil, la educación o la estructura socioeconómica del hogar.

De acuerdo con lo anterior, en el apartado II se lleva a cabo un estudio de corte descriptivo que analiza la evolución de la participación laboral, tanto en España como en Castilla y León, desde 1977 hasta 1998, mediante la comparación de series procedentes de la Encuesta de Población Activa. Se hace hincapié en las peculiaridades de las tasas de actividad cuando se consideran el sexo, los distintos grupos de edad, el estado civil y el nivel de formación.

En el apartado III, se intenta calibrar cómo inciden las distintas características personales en la probabilidad de participación laboral de la mujer. Para ello se estiman varios modelos de elección cualitativa (modelos LOGIT, más concretamente), con una muestra de microdatos de la EPA correspondiente al segundo trimestre de 1998. En él 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. En el apartado IV se ofrecen algunas extensiones de las estimaciones para el caso de Castilla y León cuando se tienen en cuenta, además de las anteriores variables, la condición agrícola del hogar y el entorno socioeconómico de la provincia. En el apartado V, se resumen las principales conclusiones del trabajo.

Por último, se incorpora en forma de anexos, la información técnica en que se fundamentan las estimaciones.

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

En este apartado se realiza un estudio descriptivo sobre 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. Para ello se utilizarán las tasas de actividad provistas por la Encuesta de Población Activa (INE).³

cuadro II.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

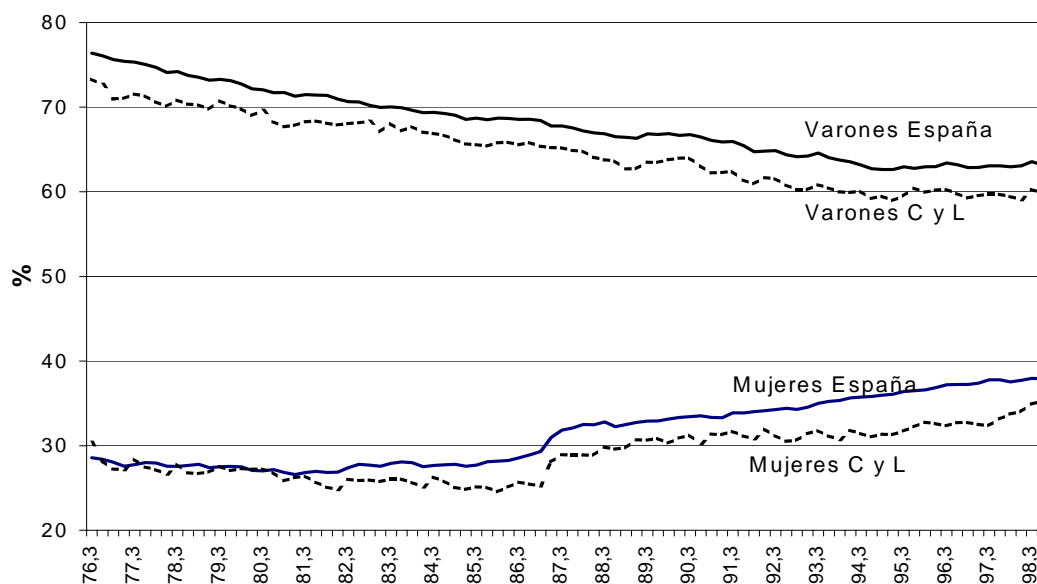
Notas: Los datos se refieren al segundo trimestre de cada año

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

³Como resulta conocido, la tasa de actividad es 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, personas con empleo o bien paradas) y la población total que ha adquirido la edad mínima laboral (16 años).

gráfico II.1

evolución de las tasas de actividad femenina y masculina en Castilla y León y en España, 1976.III – 1998.IV



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

En términos generales, como se puede inferir del Gráfico II.1, la tasa de actividad femenina ha 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 parcial⁴; etc.

Los datos que aparecen en el Cuadro II.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 entre ambas). Pérez Domínguez (1999) apunta dos peculiaridades del colectivo femenino en Castilla y León que podrían justificar, 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 1998, en torno al 41% de esa población tenía más de 54 años en Castilla y León frente al aproximadamente 35% nacional. Este colectivo es, justamente, el que tiene las menores tasas de participación tanto a nivel regional como nacional (alrededor al 8% en 1998)⁵. En segundo lugar, otro factor relevante para explicar la menor participación femenina en Castilla y León

⁴ Véanse a este respecto los artículos de Miguel Castaño (1988), Cebrián et al. (1997), Bover (1997) y Fina (1997).

⁵ Puede consultarse a este respecto el Cuadro II..2.

podría estar en su estructura ocupacional, especializada relativamente en un sector agrícola mayoritariamente masculino. De esta forma, en 1998, casi el 12,35% de todos los empleados de la región trabajan en este sector, (frente al 8% nacional), y de ellos, el 83% eran varones.

El Gráfico II.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 II.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% frente al 17,5% en 1998 (véase Cuadro II.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 II.1 muestra tales cocientes. Los niveles de estos cocientes son 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 II.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).

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 II.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 II.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 periodo considerado

en casi 10 puntos porcentuales en Castilla y León y alrededor de 16 puntos porcentuales en España⁶ - véase Cuadro II.3-.

cuadro II.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

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

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

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 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 II.3. De este cuadro se puede derivar lo siguiente:

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

⁶ Martín Román (1998) estima que el “individuo tipo” cuya participación depende más del ciclo económico es, verosíblemente, 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

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).

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 1,4 veces mayor tanto en la región como en España. La razón de esta “convergencia” podría estar, como señalan Cebrián *et al.* (1997, pag.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 II.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		67,19	54,89		
				3,39	2,01		4,14	2,78
	Casados (C)	77,09	22,68		81,77	19,73		
1987	Soltero (S)	64,04	47,83		63,36	52,64		
				2,94	2,04		2,83	2,06
	Casados (C)	68,82	23,38		72,46	25,54		
1997	Soltero (S)	60,66	45,22		60,68	50,93		
				1,95	1,44		1,84	1,42
	Casados (C)	61,28	31,31		66,25	35,83		

Notas Los datos se refieren al segundo trimestre de cada año

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

podría estar, precisamente, la explicación de la diferencia existente entre la participación de las mujeres casadas a nivel regional y nacional).

cuadro II.4**tasas de actividad por sexo y nivel de estudios en Castilla y León y en España**

		Castilla y León y León			España		
		Varones	Mujeres	Índice	Varones	Mujeres	Índice
		(I)	(II)	(I / II)	(I)	(II)	(I / II)
1977	Analfabetos 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	Analfabetos 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	Analfabetos 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

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

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

Por último, el factor que, verosímelmente, 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 II.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% mientras que la actividad de las mujeres con estudios superiores fue del 84,26% (frente al 11,27% y 84,46%, 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.

III.- 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 (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.

La especificación del modelo LOGIT se describe en el anexo.

A) 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% 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.⁷

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, etc.⁸ 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 una 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)⁹. Además, y en este mismo sentido, también podría ocurrir que el número de ocupados en el

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

⁸ A modo de ejemplo puede consultarse el estudio de Iglesias y Llorente, 1999.

⁹ En la literatura anglosajona este efecto suele denominarse como: "The friends and family network effect".

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.

B) 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% de los mismos ocupados¹⁰ y con 0,2 niños menores de 6 años.

Como punto de partida se ha contrastado si el estado civil de la mujer es 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 determinación de la probabilidad de participación en función del estado civil de la mujer.¹¹

Las probabilidades estimadas se ofrecen en Cuadro III.1. Por su parte, los coeficiente estimados y los estadísticos más relevantes se incorporan en el anexo.

C) 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 III.1 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% si está soltera, y solamente del 46% en el caso en que esté casada.¹²

¹⁰ 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.

¹¹ 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 2103,495 que permite rechazar H_0 .

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%); 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.

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%), 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 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.

¹² 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%.

cuadro III.1

probabilidades estimadas de participación de la mujer en Castilla y León y en España

		Castilla y León (I)	Resto de España (II)
SOLTERAS	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*	
CASADAS	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	

Notas:

* No significativo

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.

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

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.¹³ 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.¹⁴ 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.

D) Comparación con el resto de España

En la segunda columna del Cuadro III.1 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 comportamiento conjunto diferenciado para el caso de la mujer castellano-leonesa.¹⁵ 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 tal solo el 10%, frente al 37,6% en el caso de 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% si residen en Castilla y León frente a una del 88,2% 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.¹⁶

¹³ Unos resultados similares han sido obtenidos por Cebrián y Jimeno (1998) para el caso español.

¹⁴ Un resultado de similares características se obtiene en Iglesias y Llorente, 1999.

¹⁵ La hipótesis nula (H_0) es que la 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 .

¹⁶ En 1998, la tasa de asalarización agrícola femenina era, para España del 29,35% frente al 5,5% de Castilla y León.

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.¹⁷

IV.- ALGUNAS EXTENSIONES PARA EL CASO DE CASTILLA Y LEÓN

En este apartado se apuntan los efectos de dos factores de interés que no han sido considerados en las anteriores estimaciones y que, potencialmente, podrían ser relevantes a la hora de comprender el fenómeno de la participación femenina en Castilla y León. Se trata, por una lado, de las peculiaridades socioeconómicas generales de la provincia de residencia y, por otro lado, del papel que juega el sector agrícola.

Dado que la muestra de datos utilizada consiste en un único corte transversal (correspondiente al segundo trimestre de 1998) resulta legítimo aproximar las peculiaridades provinciales mediante variables ficticias que tomen el valor uno si la mujer objeto de estudio reside en la provincia y cero en caso contrario.¹⁸ El coeficiente de dichas variables detectaría si residir en una determinada provincia afecta a la probabilidad femenina de participación, independientemente del resto de las características de referencia.

En cuanto al papel de la agricultura, se ha incorporado una nueva variable que controla la pertenencia de la mujer a un hogar en el que el sustentador principal sea un empresario agrícola sin asalariados.¹⁹ En principio, se espera que una mujer con estas características

¹⁷ 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.

¹⁸ Si se incluyera, para medir dicho efecto, alguna otra variable que aproxime el clima económico de la provincia (como por ejemplo su tasa de paro agregada) el resultado de la estimación sería, en esencia, el mismo que el de incluir meramente variables ficticias. De hecho, todos los coeficientes serían iguales, salvo los correspondientes a las variables provinciales que, no obstante, podrían calcularse como el producto de la tasa de paro provincial por el coeficiente de la variable ficticia provincial.

¹⁹ También se ha ensayado suponiendo que el sustentador principal se dedique a la agricultura independientemente de su categoría socioeconómica (empresario con asalariados, sin asalariados, cooperativista o asalariado) obteniendo

participe menos en el mercado de trabajo “oficial” en la medida en que la explotación agrícola familiar le ofrezca posibilidades para desarrollar tareas productivas dentro de la misma.

En el Cuadro IV.1 se ofrecen las probabilidades estimadas para Castilla y León. Las características de la mujer de referencia son las mismas que las descritas en el tercer apartado, incorporando ahora como provincia de residencia Valladolid y suponiendo que el sustentador principal del hogar no es un pequeño empresario agrícola.

Si comparamos las probabilidades obtenidas con las ofrecidas previamente en el Cuadro III.1 no se observan cambios importantes en sus valores, por lo que los comentarios ofrecidos sobre el papel de las variables de edad, estudios y estructura del hogar siguen siendo, en esencia, válidos.

En cuanto a la provincia de residencia, se ha puesto de manifiesto un comportamiento bastante homogéneo en todo el territorio castellano-leonés en cuanto a las pautas de participación laboral de las solteras. Solamente se ha detectado un comportamiento diferencial si la mujer soltera reside en la provincia de Zamora. En este caso, su probabilidad de participación se reduciría en algo más de 8 puntos porcentuales con respecto a la mujer de referencia.

En el caso de las mujeres casadas, la probabilidad de participación sí tiene que ver con la provincia de residencia, una vez que se han tenido en cuenta la edad, los estudios y la estructura familiar. Si la mujer de referencia (una casada, con edad comprendida entre los 26 y 45 años y con estudios primarios) reside en Valladolid o en Zamora, su probabilidad de participación es del 37%; en el caso de residir en Burgos sería del

unos resultados muy similares. No es un hecho sorprendente, dado que en Castilla y León los empresarios agrícolas sin asalariados suponen una cifra que supera el 70% de todo el empleo agrícola regional.

cuadro IV.1

probabilidades estimadas de participación de la mujer en Castilla y León
(extensiones)

SOLTERAS	Referencia:	0.8644
	Estudios Primarios, edad 36–45 años, sustentador principal no agrícola, provincia de residencia Valladolid	
	Edad (años):	
	Menos 26	-0.4686
	26-35	-0.0035*
	46-55	-0.1108
	56-65	-0.4328
	Estudios:	
	Analfabetas	-0.7533
	Secundarios	-0.0666
	Superiores	0.0520
	Porcentaje de ocupados en el hogar:	-0,0474*
	Número de niños menores 6 años:	0,0080*
	Sustentador principal agrícola	0.0364*
	Provincias	
	Avila	0.0074*
	Burgos	0.0010*
	León	-0.0075*
	Palencia	-0.0135*
	Salamanca	0.0179*
Segovia	0.0424*	
Soria	-0.0318*	
Zamora	-0.0838	
CASADAS	Referencia: Como en las solteras.	0.3736
	Edad (años):	
	Menos 26	0.0090*
	26-35	0.1016
	46-55	-0.1319
	56-65	-0.2646
	Estudios:	
	Analfabetas	-0.0819*
	Secundarios	0.1704
	Superiores	0.4042
	Porcentaje de ocupados en el hogar:	0.1691
	Número de niños menores 6 años:	-0.0942
	Sustentador principal agrícola	0.0275*
	Provincias	
	Avila	0.1347
	Burgos	0.0954
	León	0.1245
	Palencia	0.0443
	Salamanca	0.1500
	Segovia	0.1403
Soria	0.1917	
Zamora	-0.0356*	

Notas:

* No significativo

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.

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

47%, del 50% en León, del 50,8% para Ávila, del 51,4% para Segovia, del 52,4% para Salamanca, y del 56,5 para Soria.

El hecho de que la mujer pertenezca a un hogar agrícola no se ha mostrado significativo para ninguno de los dos estados civiles. Esto es, de acuerdo con nuestros resultados, el hecho de que una mujer esté encuadrada en un hogar con estas características no presupone, por sí solo, una menor probabilidad de participación en el mercado laboral.²⁰

V.- 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. 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.

²⁰ Se han ensayado también cruces de esta variable con los niveles de edad y de estudios, con el fin de averiguar si para algunos tramos de los mismos la variable de pertenencia a un hogar agrícola resultase ser significativa. Desafortunadamente, al efectuar cruces tan restrictivos, la EPA no ofrece un número suficiente de observaciones para cada categoría, por lo que los resultados de estas estimaciones carecen de relevancia estadística.

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.

Centrándonos en el caso de Castilla y León, se ha puesto de manifiesto que la pertenencia de la mujer a un hogar cuyo sustentador principal sea un pequeño empresario agrícola no reduce, por sí sola, su probabilidad de participación laboral. Por último, la provincia de residencia dentro de la Comunidad no altera sustancialmente la forma en que la probabilidad de ser activa responde al resto de las características previamente consideradas. En el caso de las mujeres solteras, además, la probabilidad de participación de la mujer de referencia es muy similar para todas las provincias de la Comunidad, excepto Zamora que registra un valor ligeramente menor. Para las casadas, no obstante, la provincia de residencia sí parece tener un efecto más diverso sobre dicha probabilidad.

BIBLIOGRAFÍA

Albert Verdú, C. (1997): "La demanda de educación superior en España: diferencias por sexo". *Información Comercial Española*, n.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*, n.72, pp.38-51.

Carrasco Bengoa, C.; Mayordomo Rico, M. (1997): "La doble segmentación de las mujeres en el mercado laboral español". *Información Comercial Española*, n.760, pp.43-58.

Cebrián, I.; Moreno, G.; Toharia, L. (1997): "Las transiciones laborales de las mujeres casadas en España, 1987-1996). *Información Comercial Española*, n.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*, nº 77, pp. 158-171.

Fina, L.(1997): "El aumento del trabajo a tiempo parcial en Europa: Problemas y oportunidades. *Papeles de Economía Española*, n.72, pp.67-87.

García Serrano, C.; Malo Ocaña, M.A. (1997): "¿Es diferente el desajuste educativo de las mujeres"? *Información Comercial Española*, n.760, pp.117-127.

Iglesias, C. y Llorente, R. (1999). "Participación y posición laboral de la mujer: un análisis cuantitativo". *Mimeo*

Maddala, G.S. (1991): *Limited dependent and cualitative 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, nº 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, nº 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*, n.63, pp.105-124.

ANEXOS

A1.- Especificación del modelo LOGIT estimado

El modelo LOGIT queda especificado de la siguiente forma (véase, por ejemplo, Maddala –1991-).

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

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:

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

cuadro A2.

coeficientes estimados y estadísticos correspondientes al Cuadro III-1

		Castilla y León		Resto de España		
Variable		Coeficiente	t-valor	Coeficiente	t-valor	
SOLTERAS	Constante	1.8349	7.3070	1.6953	20.927	
	Edad					
	Menos 26	-2.2536	-9.2620	-1.8003	-22.166	
	26-35	-0.0156*	-0.0579	0.1972	2.2376	
	46-55	-0.7439	-2.1059	-0.2644	-2.2014	
	56-65	-2.1348	-5.8915	-1.7922	-14.380	
	Estudios					
	Analfabetas	-3.9129	-6.1384	-2.2079	-18.346	
	Secundarios	-0.4666	-4.1357	-0.6176	-17.421	
	Superiores	0.5505	3.8915	0.3145	6.4450	
	%Ocupados	-0.4745*	-1.7805	-0.0578*	-0.7009	
	Menores 6	0.0957*	0.3882	0.1082*	1.8447	
	Bondad del Ajuste					
	ℓ		-1181.302		-11433.89	
	AIC		1.106644		1.181224	
	SBIC		1.133001		1.178501	
	McFadden-R ²		0.208420		0.147193	
	% de acierto		73.01		59.63	
N		2153		19443		
CASADAS	Constante	-0.2998	-3.2290	-0.1227	-4.0476	
	Edad					
	Menos 26	0.0867*	0.3234	0.3356	4.5766	
	26-35	0.4209	3.8067	0.3127	8.8811	
	46-55	-0.6326	-6.6559	-0.6905	-21.264	
	56-65	-1.5221	-13.475	-1.6333	-40.106	
	Estudios					
	Analfabetas	-0.3197*	-1.2865	-0.1653	-4.1556	
	Secundarios	0.6956	6.3430	0.6748	17.528	
	Superiores	1.7612	14.123	2.0300	41.161	
	%Ocupados	0.7866	3.5655	0.3202	4.5719	
	Menores 6	-0.3670	-4.6110	-0.3163	-12.724	
	Bondad del ajuste					
	ℓ		-2267.240		-20320.10	
	AIC		1.185445		1.178522	
	SBIC		1.201722		1.180971	
	McFadden-R ²		0.136658		0.138207	
	% de acierto		68.61		67.66	
N		3842		34501		

Notas:

* No significativo

ℓ es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en los estimadores máximo verosímiles de los parámetros; AIC es el criterio de Akaike $AIC = -2\ell/N + 2k/N$ donde K es número de parámetros y N es el número de observaciones; SBIC es el criterio de Schwartz ,

$SBIC = -2\ell/N + (k \log N)/N$; McFadden-R2 = $1 - \frac{\ell}{\tilde{\ell}}$ donde $\tilde{\ell}$ es valor del logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en los estimadores máximo 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.

cuadro A3

coeficientes estimados y estadísticos correspondientes al Cuadro IV-1

	Variable	Coefficiente	t-valor
SOLTERAS	Constante	1.9500	7.0694
	Edad		
	Menos 26	-2.2755	-9.2750
	26-35	-0.0297*	-0.1102
	46-55	-0.7354	-2.0864
	56-65	-2.1276	-5.778
	Estudios		
	Analfabetas	-3.9317	-6.1620
	Secundarios	-0.4797	-4.2133
	Superiores	0.5421	3.7980
	%Ocupados	-0.4040*	-1.4857
	Menores 6	0.0678*	0.2747
	Sustentador Agrícola	0.2805*	1.2480
	Provincia		
	Ávila	0.0647*	0.3235
	Burgos	0.0082*	0.0434
	León	-0.0628*	-0.3805
	Palencia	-0.1106*	-0.5757
	Salamanca	0.1620*	0.8319
	Segovia	-0.3224*	-1.5577
	Soria	-0.2478*	-1.0633
	Zamora	-0.5831	-2.6500
	Bondad del Ajuste		
	ℓ		-1172.834
	AIC		1.1071
	SBIC		1.1572
McFadden-R ²		0.2141	
% de acierto		73.06	
N		2153	
CASADAS	Constante	-0.6413	-5.0992
	Edad		
	Menos 26	0.0380*	0.1394
	26-35	0.4173	3.7254
	46-55	-0.6265	-6.5206
	56-65	-1.5848	-13.849
	Estudios		
	Analfabetas	-0.3701*	-1.4863
	Secundarios	0.6931	6.2666
	Superiores	1.7697	13.6377
	%Ocupados	0.7224	3.2425
	Menores 6	-0.4026	-4.9617
	Sustentador Agrícola	0.1158*	0.7836
	Provincia		

Ávila	0.5500	3.6807
Burgos	0.3925	2.6706
León	0.5090	4.1642
Palencia	0.1855*	1.2863
Salamanca	0.6114	4.0851
Segovia	0.5725	3.9764
Soria	0.7794	5.1141
Zamora	-0.1553*	-0.9849
Bondad del ajuste		
ℓ	-2236.820	
AIC	1.1743	
SBIC	1.2055	
McFadden-R ²	0.1482	
% de acierto	60.23	
N	3842	

Notas:

* No significativo

ℓ es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en los estimadores máximo verosímiles de los parámetros; AIC es el criterio de Akaike $AIC = -2\ell/N + 2k/N$ donde K es número de parámetros y N es el número de observaciones; SBIC es el criterio de Schwartz, $SBIC = -2\ell/N + (k \log N)/N$; McFadden-R² = $1 - \frac{\tilde{\ell}}{\ell}$ donde $\tilde{\ell}$ es valor del logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en los estimadores máximo 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