

EMPLEO, CAPITAL HUMANO Y
PARTICIPACION FEMENINA EN ESPAÑA

por

Alfonso Novales*

Belén Mateos**

Documento 89-11

Septiembre 1989

* FEDEA and Universidad Complutense (MADRID).

** FEDEA.

Los autores agradecen los comentarios recibidos de X.Freixas, M. Gracia, A. García Ferrer, J. del Hoyo, G. Mato, J. Pérez-Campanero y un evaluador de la revista.

EMPLEO, CAPITAL HUMANO Y
PARTICIPACION FEMENINA EN ESPAÑA

RESUMEN

En este artículo se analiza el grado en que la participación femenina en España responde a las fluctuaciones en el empleo. El análisis se efectúa por separado para mujeres solteras y no solteras debido a sus diferentes costes de búsqueda de empleo. Encontramos que existe evidencia significativa de que la participación femenina sea procíclica, entendiendo por ello que reacciona positivamente a la evolución del empleo. Las funciones de respuesta de mujeres solteras y no solteras son suficientemente diferentes como para pensar que el análisis con datos agregados introduciría sesgos importantes. Las mujeres no solteras parecen prestar más atención a la situación del mercado de trabajo cuando deciden si participar o no.

1. INTRODUCCION

La participación femenina en el mercado de trabajo en España ha aumentado de modo dramático en los últimos cuatro años, pasando la tasa de participación de un 27.6% a fines de 1985 a un 32.3% al final del 1988. Aunque en otras economías occidentales (como Italia y Holanda) tuvo lugar un proceso similar, el citado desarrollo tiene especiales connotaciones en el caso español, por dos razones: en una población femenina con una participación laboral tradicionalmente baja, el crecimiento en participación representa un cambio sociológico importante. Además, se ha culpado en ocasiones al incremento en participación femenina por la resistencia de la tasa de desempleo a caer de modo apreciable en los primeros compases de la fase de recuperación económico que el país está viviendo desde 1985. Este punto de vista tiene cierto soporte empírico, por cuanto que con una tasa promedio de creación de empleo del 3.7% en los últimos tres años y una población activa masculina muy estable, la tasa de desempleo agregada entre 1985 y 1988 ha sido de 22%, 21%, 20% y 18%.

El incremento en participación femenina puede tener algún componente estructural, habiendo sido estimado por el proceso de creación de empleo. También podría reflejar cambios en la estructura del proceso de decisión acerca de si tomar parte activa en el mercado de trabajo. Dejando al margen posibles cambios en las preferencias de los individuos, es importante señalar que el porcentaje de población femenina con estudios medios o superiores se ha doblado,

pasando de un 15% en 1976, a un 30% en 1986. Esta mejora educativa, al desplazar el rango de salarios que pueden esperarse, incrementa, ceteris paribus, el número de mujeres que deciden entrar al mercado de trabajo frente a la alternativa de permanecer al margen del mismo.

Las razones para que la participación activa en el mercado de trabajo dependa de las condiciones macroeconómicas han sido expuestas en distintos trabajos [ver por ejemplo: Burdett y Mortensen (1978), Finegan (1981), Lundberg (1981), Mincer (1966), Killingsworth (1983), Layard y Mincer (1985) y Killingsworth y Heckman (1986)]. Como es bien sabido, las dos hipótesis fundamentales son: a) el "trabajador desanimado", que abandona el mercado una vez que piensa que la probabilidad de encontrar empleo es suficientemente pequeña como para no compensar el coste de búsqueda, y b) el "trabajador adicional", que pasa a ser activo cuando un mercado de trabajo estrecho hace que algún miembro de la familia pase a la situación de desempleo. De acuerdo con la primera hipótesis, la participación femenina debería responder positivamente al empleo; de acuerdo con la última, dicha respuesta debería ser negativa.

En relación con el segundo argumento, Killingsworth y Heckman (1986) (ver su Tabla 2.23), entre otros, han mostrado evidencia en el sentido de que exista una dependencia positiva de la participación con respecto al nivel de educación.

El interés de este artículo se centra en la evaluación empírica de ambos efectos. Por una parte, estimando la influencia positiva del empleo

sobre la participación femenina; por otra, estimando el impacto que la mejora educativa pueda haber tenido en el sentido de estimular la participación femenina.

En la mayoría de los países de la OECD, y en particular en España, las tasas de participación de las mujeres solteras son claramente superiores a las de las mujeres no casadas, con independencia del nivel de estudios cursado. Esta observación empírica puede reflejar el hecho de que las mujeres casadas tienen generalmente un coste de oportunidad superior para actividades como buscar trabajo o incluso aceptar una determinada oferta de empleo. Es también un hecho empírico documentado en Killingsworth y Heckman (1986) que el reciente incremento en las tasas de participación femenina se ha producido a partir de las mujeres casadas mucho más que de las mujeres solteras.

Estos dos hechos muestran que la naturaleza de la decisión de participación, y no simplemente los costes a los que se enfrentan, son diferentes en las mujeres casadas y solteras. En tal caso, características como el grado de respuestas que tratamos de medir, podría diferir en gran medida para ambos grupos, y el uso de datos agregados produciría estimaciones sesgadas. Realizaremos por tanto nuestro análisis para mujeres solteras y casadas por separado, lo que establece una distinción con respecto a las referencias anteriormente mencionadas. Robinson y Tones (1985) comparan también el comportamiento de la oferta de trabajo de las mujeres solteras y casadas (para Canadá) aunque su punto de interés es diferente del nuestro.

Algunos trabajos previos (Fernández (1985), Hernández y Riboud (1985), García et al. (1988), Gracia (1988), Novales (1989)), han llevado a cabo un análisis de distintas características de las decisiones de participación activa de la población femenina española. Sin embargo, la posible dependencia de tal proceso de decisión con respecto a la situación por la que atraviesa el mercado de trabajo, tan sólo se ha considerado previamente en Albarracín y Artola (1989).

La base de datos que utilizamos en este artículo es la EPA, Encuesta de Población Activa, construida trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadística, desde (1976,I) a (1986,IV). La muestra no continúa por problemas de homogeneidad que mencionaremos más adelante. En la sección 2 analizamos la respuesta de la participación femenina al empleo femenino. De acuerdo con nuestros comentarios previos, se hace una distinción entre mujeres solteras y casadas. En la sección 3, discutimos si la participación femenina responde a indicadores de empleo más amplios. En la sección 4 analizamos el grado en que el capital humano es un determinante de la participación femenina, en adición a la información contenida en la evolución del mercado de trabajo. El artículo cierra con un resumen de los resultados obtenidos.

2. PARTICIPACION Y EMPLEO FEMENINOS

En esta sección recogemos la evidencia estadística que pueda existir acerca de una respuesta de la participación femenina al empleo femenino¹. Aunque el objetivo de este artículo es analizar la respuesta de la participación femenina al empleo, podría ocurrir que las mujeres presten atención a su situación específica de empleo. Dicho comportamiento estaría justificado por el hecho de que la creación de empleo no se distribuya de modo simétrico entre hombres y mujeres.

No es obvio si la variable explicativa debiera ser el empleo femenino agregado o, por el contrario, el número de mujeres empleadas con el mismo estado civil que aquellas cuya participación intentamos explicar. Conceptualmente, resulta más interesante la primera posibilidad, pues no parece lógico que la decisión de participar pueda basarse en una observación tan refinada del

¹ La distinción entre mujeres solteras y casadas viene condicionada por el hecho de que entre 1976 y 1986 la EPA agregó mujeres casadas, viudas y divorciadas en un único grupo llamado "mujeres no solteras" que consideraremos alternativo al de "mujeres solteras".

Empezando en (1987,II), hubo un cambio en la definición utilizada en la EPA de una persona como tomando parte activa en el mercado de trabajo. Al mismo tiempo los datos en la EPA pasaron a clasificar a las mujeres en "casadas" y "no casadas" en vez de "solteras" y "no solteras". La posibilidad de homogenizar las dos muestras, antes y después de (1987,II), de modo que pudieran usarse juntamente en el análisis en este artículo es un interesante problema estadístico, pero decidimos dejar dicha línea para una investigación futura.

mercado de trabajo como para distinguir entre el empleo de mujeres solteras y casadas. Sin embargo, hemos tomado el segundo convenio de modo que podamos relacionar variables que pertenecen al mismo grupo poblacional, aunque en la sección 3.a mencionaremos también los resultados obtenidos bajo el primero de los criterios citados.

En este estado inicial, la detección de alguna respuesta sería también compatible con la hipótesis de que la señal que siguen dichas mujeres es el empleo agregado más que el empleo femenino; discutiremos esta posibilidad en la sección 3.

2.a. Mujeres solteras

El Gráfico 1 muestra la evolución, durante el período considerado, del número de mujeres solteras activas y ocupadas. La disparidad en la evolución de ambas variables no elimina la posibilidad de una relación significativa entre ambas, aunque sí que sugiere la necesidad de considerar variables explicativas adicionales. Esta posibilidad será analizada en la sección 4.

Los modelos univariantes para las mujeres solteras activas y empleadas ($SACT_t$ y $SOCUP_t$, respectivamente) en la Tabla 1 muestran la necesidad de tomar una diferencia regular para alcanzar la estacionariedad de ambas series, mientras que no existe evidencia de no estacionariedad en las frecuencias estacionales ²:

²No hubo evidencia clara de heteroscedasticidad, de modo de que no utilizamos la transformación logarítmica.

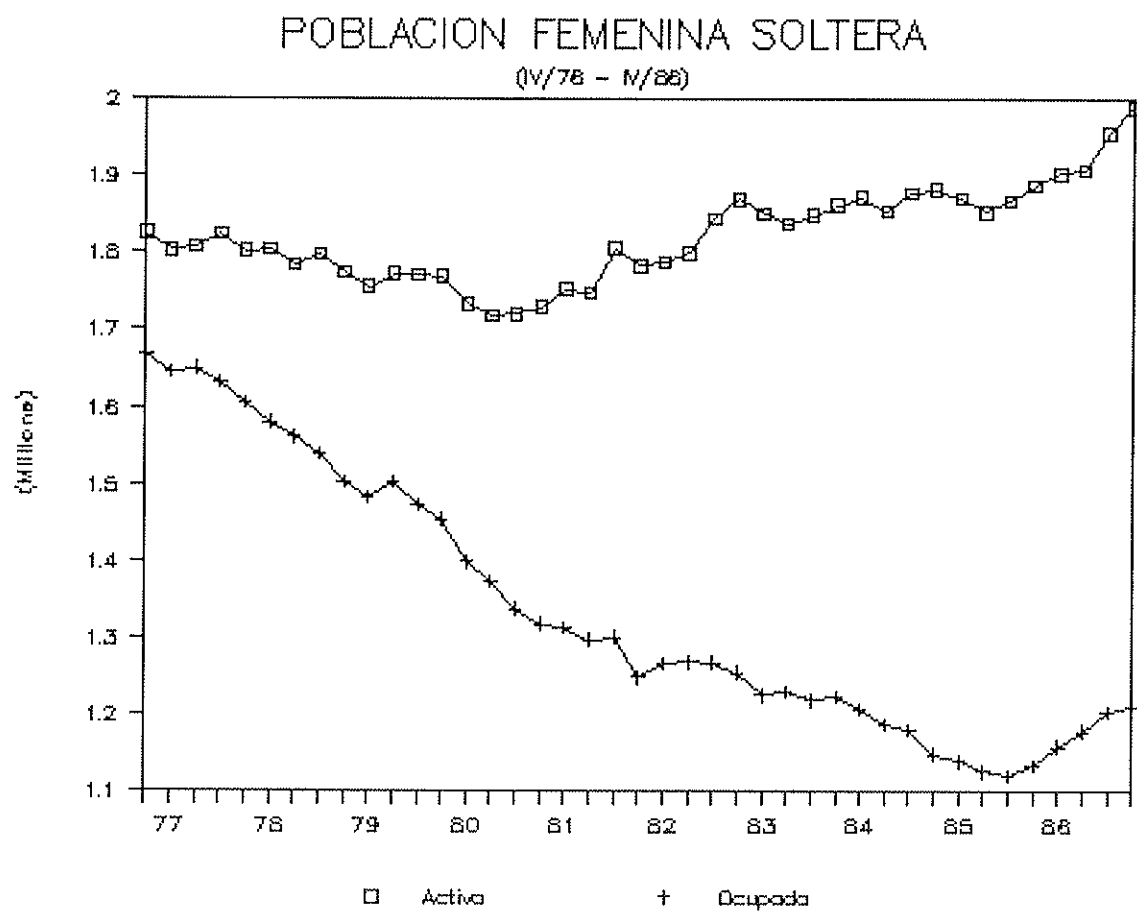


Gráfico 1

TABLA 1
MODELOS UNIVARIANTES

Modelo estimado	$\bar{a}$	$\hat{\sigma}_a$	Valores atípicos
<u>Mujeres Solteras:</u>			
$\nabla SACT_t = (1 + .268^4)a_{At}$ (.16)	3785.3 (3227.7)	20413.6	$\hat{\sigma}_a$ (1981,III): 2.6 $\hat{\sigma}_a$ (1986,III): 2.1 σ_a
$(1 - .268 - .438^2) \nabla SOCUP_t = a_{0t}$ (.15)(.15)	-3071.8 (2922.5)	18015.7	$\hat{\sigma}_a$ (1979,II): 2.4 $\hat{\sigma}_a$ (1981,IV): -2.4 σ_a
<u>Mujeres no Solteras:</u>			
$\nabla V_4 MACT_t = (1 - .718^4) (1 - .428^6)a_{At}$ (.13) (.16)	2749.0 (3114.6)	19177.1	$\hat{\sigma}_a$ (1985,I): 2.3 σ_a
$\nabla V_4 MOCUP_t = (1 - .768^4) (1 - .408^6)a_{0t}$ (.12) (.17)	872.1 (3160.8)	19349.9	$\hat{\sigma}_a$ (1983,II): 2.2 $\hat{\sigma}_a$ (1985,II): 2.3 σ_a

B denota el operador de retardos. a_{At} y a_{0t} denotan las innovaciones en las variables de participación y empleo. La columna indicada por $\bar{a}$ muestra las medias muestrales de los residuos, mientras que la columna bajo el símbolo $\hat{\sigma}_a$ muestra el error de predicción un período hacia el futuro, es decir, la desviación típica de los residuos.

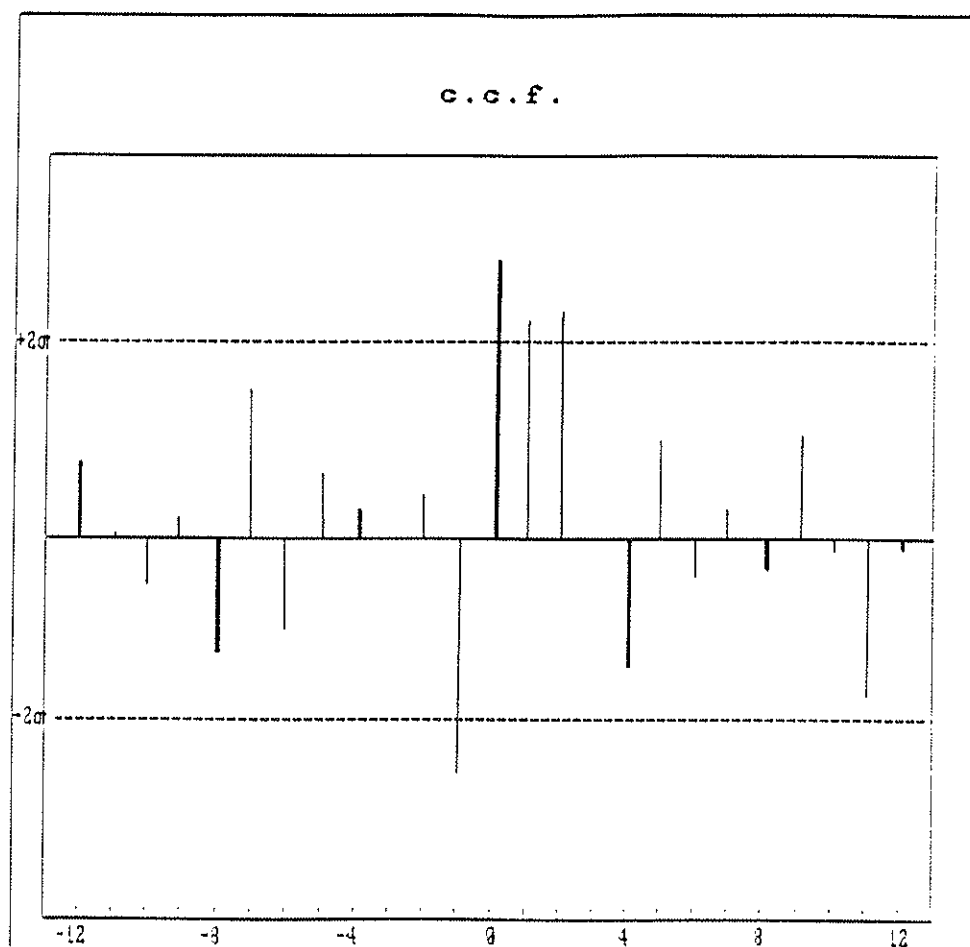
Para identificar las correlaciones que pudieran existir a través del tiempo entre mujeres solteras activas y ocupadas, el Gráfico 2 muestra la función de correlación cruzada de ambas series, filtradas con sus respectivos modelos univariantes [Jenkins y Alavi (1981)]³. Además de la correlación contemporánea, dicha función muestra alguna correlación en la dirección del empleo hacia la actividad con retardos de uno y dos trimestres, así como correlación de la actividad retardada un trimestre con el empleo actual⁴. Siguiendo a Jenkins y Alavi (1981), la especificación bivalente inicial incorporó las dos estructuras univariantes (1), junto con los términos de media móvil que representan las correlaciones cruzadas que hemos mencionado. Después de una estimación inicial, decidimos añadir un término MA(1) a la ecuación SOCUP_t, para finalmente obtener:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 - .15B - .51B^2 \\ & (.16) (.12) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} VSACT_t \\ VSOCUP_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 + .34B^4 & .44B + .33B^2 \\ (.12) & (.18)(.16) \\ -.55B & 1 + .46B \\ (.12) & (.21) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{At} \\ a_{0t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

³ Una alternativa a la metodología aquí utilizada consistiría en analizar las posibles propiedades de cointegración entre los pares de variables que en este trabajo se relacionan, como indicador de la existencia de un esquema de corrección de error entre ellas (Engle y Granger (1987)).

⁴ Los residuos correspondientes a (1981,III) y (1981,IV) explican una buena parte del valor de la función de correlación cruzada en el retardo k=-1. No creemos que dicho valor contenga ninguna información estructural, especialmente siendo negativo.

GRAFICO 2



FUNCION DE CORRELACION CRUZADA ENTRE ACTIVIDAD
($SACT_t$) Y EMPLEO ($SOCUP_t$) DE MUJERES SOLTERAS

Valores positivos del eje de abscisas corresponden a la respuesta trimestral retardada de $SOCUP_t$ a $SACT_t$. Los valores negativos corresponden a la respuesta de $SACT_t$ a $SOCUP_t$.

$$\bar{a}_A = 4523.5 ; \quad \hat{\sigma}_{a_A} = 17572.1 ;$$

$$(2850.6)$$

$$\bar{a}_0 = -723.8 ; \quad \hat{\sigma}_{a_0} = 14481.9 ;$$

$$(2349.3)$$

$$\hat{\rho} = \text{Corr} (a_{At}, a_{0t}) = .38 (.16)$$

con reducciones del 14% y 20% en las desviaciones típicas de las innovaciones en mujeres activas y ocupadas en relación a sus especificaciones univariantes⁵.

La correlación contemporánea es excesivamente grande para ser ignorada, y necesita interpretarse de modo conceptual con objeto de extraer las dos funciones de transferencia a partir del modelo bivalente. La interpretación causal de la correlación contemporánea entre empleo y actividad no puede ser independiente del régimen de desempleo vigente durante el período muestral. En nuestro caso, la tasa de desempleo creció desde un 5% en 1976 a un 21% en 1986, lo que sugiere que el empleo fue determinado por el lado de la demanda, de modo que la participación respondió a éste, mas que al contrario.

Si una persona debe declararse como estando "activa" para poder recibir, y posiblemente aceptar, una oferta de trabajo, los retardos habituales en la publicación de la información estadística harían que dicho efecto apareciese con

⁵Las dos ecuaciones que surgen de (1) son muy similares a los modelos univariantes de la Tabla 1. El parámetro de media móvil en la ecuación de $SOCUP_t$ es el único cambio con respecto al modelo univariante de dicha variable.

ciertos retardos. Sin embargo, es bastante habitual en España que personas que no están oficialmente buscando trabajo, y por lo tanto clasificadas como "inactivas" en la EPA, reciban una oferta de trabajo. Aceptarla implicaría pasar de estar "inactivo" a estar simultaneamente "activo" y "empleado". Esta es una razón adicional para que exista correlación contemporánea entre empleo y actividad, y creemos que su efecto es muy importante para las mujeres en España. Los dos efectos combinados pueden explicar la correlación positiva contemporánea y retardada entre empleo y participación⁶.

De acuerdo con la discusión que se realiza en el Apéndice 1, el modelo (1) puede utilizarse para extraer la función de transferencia TF_1 de la Tabla 2, que explica $SACT_t$ por medio de $SOCUP_t$, con una reducción del 20% en la desviación típica del componente no predecible de $SACT_t$. La función de transferencia tiene una ganancia de .50 y una función de respuesta al impulso:

$$\nu(B) = .48 + .27B - .03B^2 - .22B^3$$

sugiriendo que una nueva mujer soltera decide incorporarse al mercado de trabajo por cada dos mujeres en su mismo grupo que pasan a estar empleadas. El hecho de que el coeficiente contemporáneo sea de .48 sugiere que aproximadamente la mitad de las mujeres solteras que aceptan un trabajo lo hacen desde la situación de "inactividad" en la terminología utilizada en

⁶Una correlación negativa entre el empleo y la participación podría ser un reflejo de la hipótesis del trabajador adicional pero no descubrimos este signo en ninguno de los pares de (empleo, actividad) que hemos analizado en este trabajo.

TABLA 2

FUNCIONES DE TRANSFERENCIA: PARTICIPACION = F (EMPLEO)

Función de transferencia estimada	Modelo de la perturbación aleatoria	$\bar{\epsilon}$	$\hat{\sigma}_{\epsilon}$	σ_N
TF1. $SACT_t = (.48) \frac{(1+.928+.698^2+.338^4)(1-.158-.518^2)}{1+.208} SOCUP_t + N_t$	$WN_t = \frac{1+.468+.248^2+.188^3+.348^4+.168^5}{1+.208} \epsilon_t$	4190.6 (2709.0)	16254.0	20642.6
TF2. $MACT_t = (.89) \frac{(1-.728^4)(1-.438^6)}{(1-.688^4)(1-.308^6)} MOCUP_t + N_t$	$WN_t = (1-.728^4)(1-.438^6) \epsilon_t$	-715.8 (1134.7)	6808.1	11914.0
TF3. $SACT_t = \frac{.34 - .168}{1 + .128^5 - .258^6} OCUP_t + N_t$	$WN_t = \frac{1 - .258^6}{1 + .128^5 - .258^6} \epsilon_t$	2770.3 (3775.7)	23579.4	23918.9
TF4. $MACT_t = \frac{(1-.428) (.38+.198-.168^6)}{1-.188^6} OCUP_t + N_t$	$WN_t = (1-.428^6) (1-.808^4) \epsilon_t$	41.14 (2328.3)	13969.9	26543
TF5. $SACT_t = \frac{.44}{1 + .68 B} SEST_t + .28 N_t^* + N_t$	$(1-.35 B+.32 B^2) (1+.39 B^3+.64 B^6) WN_t = a_t$	-703.0 (2146.3)	10731.6	20604.7
TF6. $SACT_t = \frac{-.44+.43 B+.27 B^2-.07 B^3}{(1+.68 B) (1+.98 B+.85 B^2)} SEST_t + .28 OCUP_t + N_t$	$(1-.35 B+.32 B^2) (1+.39 B^3+.64 B^6) WN_t = a_t$	-703.0 (2146.3)	10731.6	20604.7

la EPA⁷.

TABLA 3
MUJERES SOLTERAS

	Mujeres Activas	Mujeres ocupadas	Mujeres con estudios medios o superiores
1976, IV	1825,9	1669,6	1207.2
1986, IV	1988,8	1208,5	2750.4
Variación	162,9	-461,1	1543.2

MUJERES NO SOLTERAS

	Mujeres Activas	Mujeres ocupadas	Mujeres con estudios medios o superiores
1976, IV	1891,1	1857,4	755.8
1986, IV	2346,7	2000,1	1840.4
Variación	455,6	142,7	1084.6

Fuente: EPA. Todos los datos son miles de personas.

Como se muestra en la Tabla 3 aunque el número de mujeres empleadas en España cayó durante el período muestral, el número de mujeres solteras activas, en realidad, creció. Ello sugiere que aunque hemos encontrado evidencia significativa de que la participación responda al empleo, otros factores han jugado un papel importante en la

⁷En realidad, todo lo que podemos decir es que el mercado pasa de una situación con 100 mujeres activas solteras (80 empleadas y 20 desempleadas), por ejemplo, a otra con 101 mujeres activas, 82 de las cuales están empleadas. Para nuestro argumento, no importa realmente si el nuevo entrante ocupa uno de los puestos de trabajo o permanece desempleado.

determinación a largo plazo de la participación de las mujeres solteras en España⁸. Exploraremos más detalladamente esta hipótesis en la Sección 3.

2.b. Mujeres no solteras

Los modelos univariantes para las mujeres no solteras activas y ocupadas del segundo panel de la Tabla 1 muestran que, a diferencia del caso de las mujeres solteras, se necesita ahora una diferencia estacional para alcanzar estacionariedad en la media para ambas series. Ello podría reflejar el hecho de que la mayor parte del empleo estacional se ocupa por mujeres cesadas.

La similitud entre ambos modelos sugiere un paralelo entre la evolución temporal de ambas variables. Ello aparece claramente reflejado en el gráfico 3, y podría hacernos esperar a priori únicamente correlación contemporánea, aunque quizá mayor que en el caso de las mujeres solteras. Esta misma sugerencia podría alcanzarse a partir de las características de la EPA que ya discutimos en la Sección 2.a. Las mujeres no solteras son, sin duda, el grupo para el cual el pase directo de la situación de inactividad a la de empleo ocurre con una mayor frecuencia, puesto que la declaración de encontrarse dedicadas a tareas domésticas conduce, generalmente, a una mujer a ser clasificada como

⁸ Obviamente, la variación neta registrada en la variable dependiente a lo largo del período muestral no es el mejor criterio para juzgar la bondad de ajuste de un modelo econométrico. Ello debe hacerse más bien a partir de los resultados de la Tabla 2 junto con un análisis de los residuos de los modelos que en ella aparecen, y que aquí no incluimos por razones de espacio.

POBLACION FEMENINA NO SOLTERA

(IV/76 - IV/86)

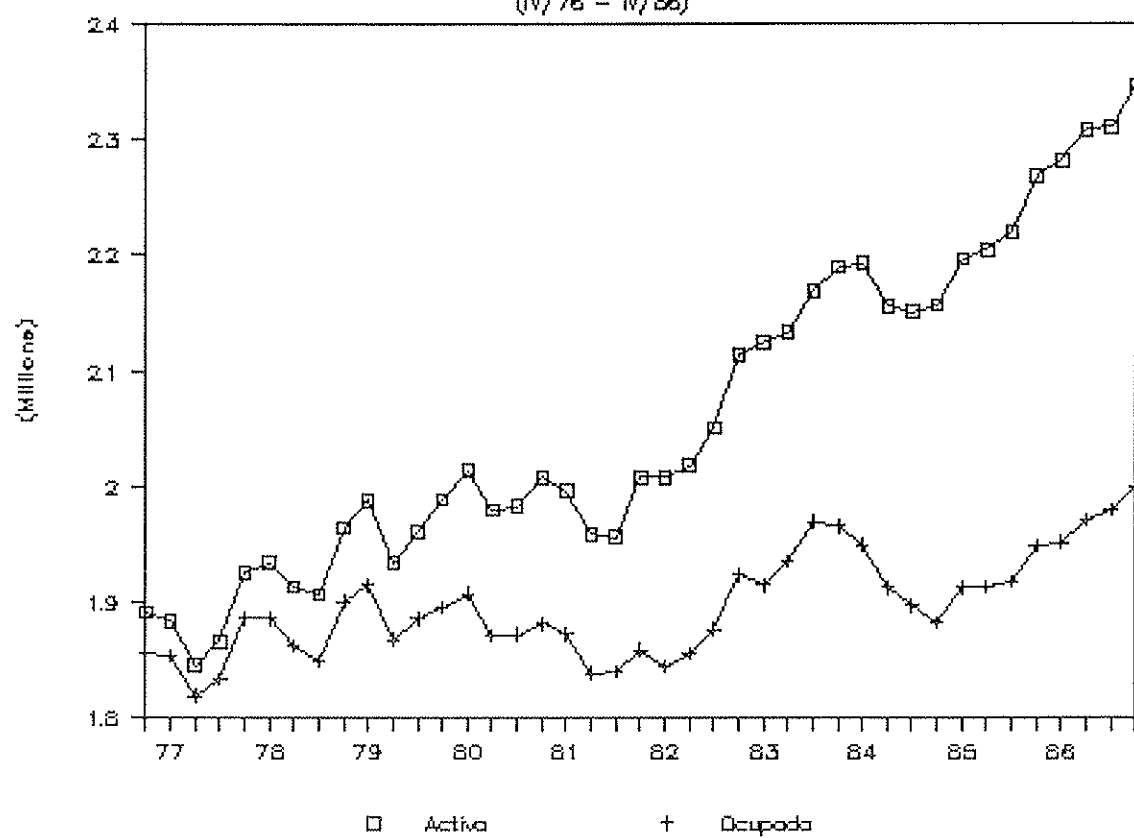


Gráfico 3

inactiva⁹. Creemos que este efecto es suficientemente importante como para generar una correlación alta entre mujeres no solteras activas y ocupadas.

La especificación bivariante que parte de los modelos univariantes de ambas variables no reflejó ningún valor significativo en la función de correlación cruzada de los residuos, excepto el valor contemporáneo que subió hasta .94, siendo de nuevo del signo correcto. Bajo nuestra interpretación habitual, en este caso con un valor $\hat{\gamma} = .89$, obtuvimos la función de transferencia TF_2 de la Tabla 2, sin realimentación de la participación hacia el empleo. El descenso en la desviación típica del componente no predecible de la actividad de las mujeres no solteras es de aproximadamente 65%, y la ganancia de la función de transferencia es .63.

Aunque el modelo es aparentemente consistente con la existencia de algún efecto en la dirección del empleo hacia la actividad sin realimentación, el resultado depende crucialmente en este caso de nuestra interpretación de la correlación contemporánea. Si aceptamos la hipótesis de que los parámetros de los dos modelos univariantes son iguales entre sí, nos quedaríamos únicamente con la correlación contemporánea, con una ganancia de .89. Cuando estimamos directamente tal modelo obtuvimos una estimación de .91(.06). Esta estimación sugiere que, en

⁹ En el cuestionario de la EPA, si una mujer se declara como realizando tareas domésticas y no habiendo trabajado al menos una hora durante la última semana, es clasificada como "inactiva", con independencia de si está o no en condiciones de aceptar un trabajo si le es ofrecido.

efecto, una proporción muy alta de mujeres no solteras se consideran oficialmente activas únicamente cuando reciben y aceptan una oferta de trabajo. Un modelo de relación exclusivamente contemporánea entre empleo y actividad de las mujeres casadas en España parece, por tanto, una especificación correcta, sin que exista relación dinámica entre ambas variables.

Por otra parte, aunque la respuesta estimada es consistente con un importante cambio simultáneo en empleo y actividad en mujeres casadas, es muy baja para explicar totalmente el incremento en participación observado durante el período muestral como siendo motivado por el incremento registrado en el empleo. En efecto, el coeficiente contemporáneo de .91 nos permitiría explicar un incremento de 129.000 mujeres no solteras activas en vez del incremento real de 456.000 mujeres que se mostró en la Tabla 3. Aunque, como se mencionó en el pie de página 7, este hecho no es un argumento en contra de la influencia del empleo sobre la participación de las mujeres casadas, apunta a la necesidad de incluir factores explicativos adicionales, posibilidad que se explora en las secciones siguientes.

3. LA PARTICIPACION FEMENINA Y EL EMPLEO AGREGADO

3.a. Participación femenina y empleo femenino agregado

Alternativamente, podría establecerse la hipótesis de que las mujeres observan la evolución del empleo femenino para decidir si entrar en el mercado de trabajo, pero que no discriminan entre mujeres solteras y casadas. Siguiendo esta línea de razonamiento, estimamos un modelo bivariante para $SACT_t$ y $OCUP_t$, que denota el empleo femenino agregado, obteniendo la función de transferencia TF_3 de la Tabla 2, con una ganancia de .21. Puesto que el porcentaje de mujeres solteras en el empleo femenino al final de la muestra era de 34.8%, esta ganancia estimada para $OCUP_t$ es bastante consistente con la que antes se estimó de .50 para $SOCUP_t$, bajo el supuesto de que las propiedades estocásticas del empleo de mujeres solteras y no solteras son similares¹⁰.

Cuando se realizó un ejercicio similar para las mujeres no solteras, detectamos únicamente correlación contemporánea entre las innovaciones de ambas variables, (como en el caso de $MOCUP_t$) conduciendo a la función de transferencia TF_4 de la Tabla 2.

¹⁰El hecho de que la correlación contemporánea entre las innovaciones del modelo bivariante con $OCUP_t$ y $SACT_t$ fue .38, idéntica a la que se estimó en el modelo (1) sugiere que ésta es una hipótesis de trabajo aceptable.

La ganancia estimada de .29 es bastante consistente con la de .63 que se estimó para la variable $MOCUP_t$ en la función de transferencia TF2, considerando que alrededor del 65% de las mujeres empleadas son no solteras.

Es importante observar, sin embargo, que tanto en el caso de las mujeres solteras como en el de las no solteras, las desviaciones típicas de las innovaciones en el modelo de transferencia que tiene como input el empleo femenino total exceden claramente a las que se obtienen cuando se utiliza el empleo femenino de su mismo estado civil como input. En consecuencia, este último grupo de modelos debe considerarse claramente preferible a los presentados en esta sección.

3.b. Participación femenina y empleo masculino

Podría también ocurrir que cuando deciden si participar en el mercado de trabajo, las mujeres toman en consideración indicadores más amplios de las condiciones de dicho mercado. Para explorar en más profundidad esta posibilidad, analizamos la respuesta del número de mujeres activas a las fluctuaciones en el empleo de varones dentro de lo que se conoce como rango principal de edad¹¹.

No detectamos ninguna respuesta de la participación de las mujeres solteras; se detectó

¹¹Habitualmente se define dicho rango como el de varones entre 30 y 50 años de edad. Su finalidad es contar con un indicador estable de empleo, eliminando las fluctuaciones en el empleo juvenil así como las variaciones en las prácticas de jubilación. No mostramos aquí los modelos estimados.

únicamente una correlación contemporánea débil de .14, que con 40 observaciones no es apenas significativa. Por el contrario, el número de mujeres no solteras activas reacciona al empleo de varones en el rango principal de edades con un multiplicador a largo plazo de .24, es decir, un incremento de una mujer casada activa por cada cuatro nuevos varones ocupados en dicho rango de edades.

Un modo de interpretar estos resultados es como reflejando el hecho de que las mujeres solteras tienen una oferta de trabajo que es mucho más inelástica a las condiciones del mercado de trabajo que la de las mujeres casadas, debido a un menor coste de oportunidad de buscar empleo.

En relación con los resultados de Albarracín y Artola (1989), los autores mencionan que un aumento de 100.000 personas ocupadas generaría, en promedio, un aumento en la población femenina activa, de 30.000 personas¹². Los autores utilizan como input el empleo total, lo que imposibilita una comparación rigurosa con nuestros resultados. En términos aproximados, puesto que sólo un 30% del empleo al final de la muestra está compuesto por mujeres, un incremento del empleo en 100.000 personas podría asociarse a un aumento de 30.000 mujeres ocupadas, y nuestras elasticidades a largo plazo implicarían un incremento de 15.000 mujeres activas (6.000 solteras y 9.000 no solteras), notablemente

¹² Su modelo de transferencia tiene la tasa de participación femenina como output y el empleo agregado como input, por lo que la respuesta del número de mujeres activas ante variaciones en el volumen de empleo no puede leerse directamente de los coeficientes estimados.

inferior al estimado por los autores citados.

Alternativamente, puesto que un 45% del empleo masculino corresponde al rango principal de edades (entre 30 y 50 años), y hemos detectado multiplicadores a largo plazo de .14 y .24 de este componente sobre la actividad de las mujeres solteras y no solteras, el impacto de un crecimiento del empleo en 100.000 personas sobre la población activa femenina sería de 4.500 mujeres solteras y 8.000 no solteras, muy similar al que dimos en el párrafo anterior.

4. ACTIVIDAD, EMPLEO Y CAPITAL HUMANO EN LAS MUJERES SOLTERAS

Hemos visto en las secciones previas que la participación, tanto para mujeres solteras como no solteras, responde positivamente al empleo femenino. Sin embargo, dicha respuesta no es suficientemente grande como para explicar la evolución del empleo femenino y de la participación femenina a lo largo del intervalo muestral.

En la medida en que la educación está relacionada con el capital humano es bastante natural esperar que, *ceteris paribus*, las mujeres con un mayor nivel de estudios tengan una tasa de participación más elevada. Ello ocurrirá, de un lado, porque buscarán un rendimiento a su inversión en capital humano. Por otra parte, un nivel de educación más elevado hace aumentar las expectativas de hipotéticos salarios futuros, haciendo más atractiva la participación en el mercado de trabajo.

En esta sección contrastaremos la hipótesis de que la reciente e importante mejora en el nivel de estudios de la población femenina en España puede haber motivado buena parte del incremento en participación. La magnitud de este efecto puede verse en el Gráfico 4, que muestra los porcentajes de población femenina, soltera y no soltera, con estudios medios o superiores. La distribución por edades de las mujeres solteras está concentrada en su parte más joven mucho más que la de las mujeres no solteras, de modo que debe haber sido afectada en mucho mayor grado que la última por el

PORCENTAJE DE POBLACION FEMENINA CON ESTUDIOS MEDIOS
Y SUPERIORES

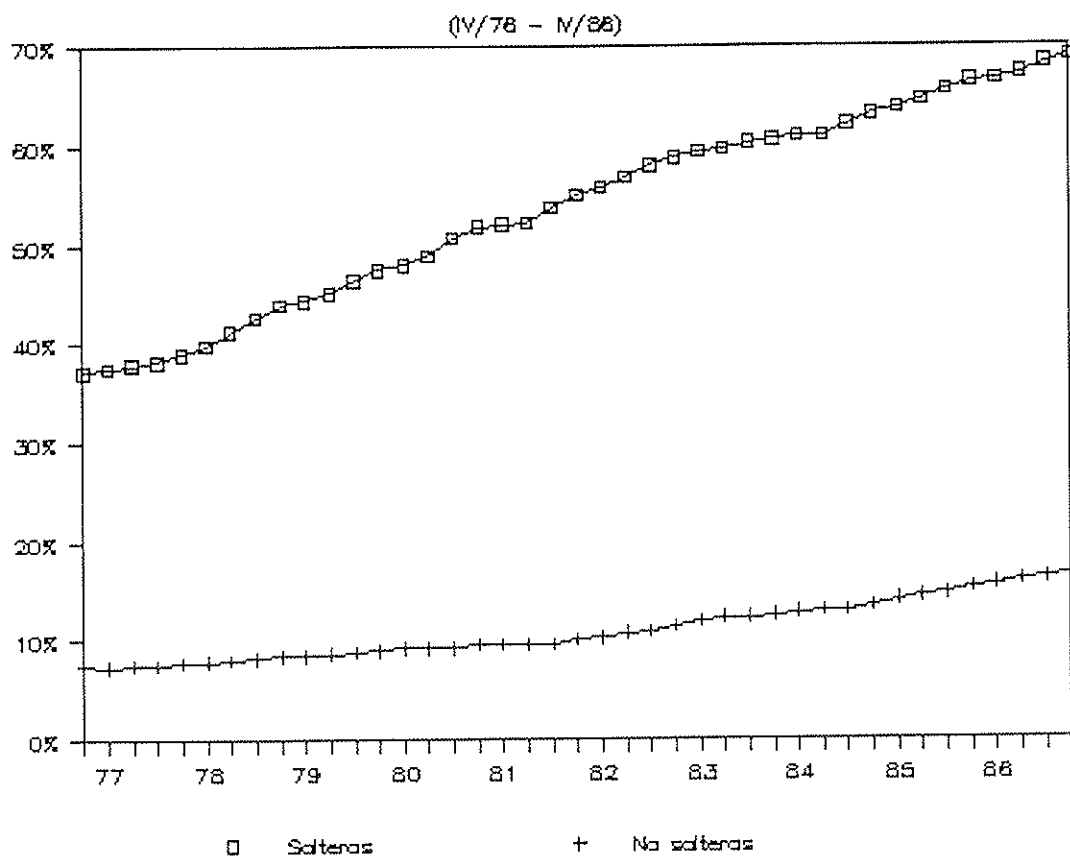


Gráfico 4

incremento en capital humano¹³.

Para analizar este tema, tomamos como punto de partida la función de transferencia TF3, que explica el número de mujeres solteras activas como función del empleo femenino agregado. Para ello, añadiremos como un input adicional el número de mujeres solteras con niveles de estudios medios o superiores ($SEST_t$) para obtener:

$$SACT_t = \nu_1(B) \cdot SEST_t + \nu_2(B) \cdot OCUP_t + N_t \quad (2)$$

donde $\nu_1(B)$, $\nu_2(B)$ son polinomios racionales en el operador de retardos B .

Una dificultad con tal especificación, sin embargo, es que la correlación que podría existir entre las dos variables input, haga difícil asociar la cantidad precisa de poder explicativo a cada una de ellas. Para resolver este problema, primero extrajimos de una de ellas el efecto dinámico de la otra, estimando una función de transferencia con ambas variables. Para decidir cuál de ellas utilizar como input, utilizamos la función de correlación cruzada de sus respectivas innovaciones que, como se describe en el apéndice 2, sugiere realizar el ejercicio de filtrado con $SEST_t$ como input y $OCUP_t$ como output:

$$OCUP_t = \nu_3(B) \cdot SEST_t + N_t^* \quad (3)$$

¹³Medido éste como el nivel de estudios terminado en el instante en que la encuesta se realiza, que es la información contenida en la EPA. La población mayor de 16 años se clasifica en cuatro grupos: sin estudios, estudios elementales, estudios medios, y estudios superiores.

La mayor parte de la reciente creación de empleo se ha producido en el sector servicios (alrededor de 2/3 de dicho aumento), especialmente en aquellos subsectores que tradicionalmente han demandado una mano de obra más cualificada. Aunque esto generaría una correlación positiva en (3), este proceso ha tenido lugar tan sólo al final de la muestra. Sería difícil encontrar una interpretación más estructural de (3).

La decisión de acumulación de capital humano podría claramente responder a una elevada demanda de trabajo cualifica, pero deberían transcurrir años para que dicho efecto se reflejase en datos individuales. Por tanto, la ecuación (3) debe interpretarse a la luz del análisis global realizado en este artículo: se ha producido un aumento simultáneo en empleo, nivel de educación de la población española, y empleo. El incremento en la demanda de trabajo cualificado se ha producido en un momento en que existía dicha mano de obra, por lo que el empleo ha aumentado, y ello, a su vez, ha estimulado la participación femenina. La acumulación de capital humano es un buen factor explicativo de la participación femenina porque, además del efecto ya descrito, la participación es un reflejo del deseo de rentabilizar la inversión realizada¹⁴.

En el apéndice 2 se demuestra asimismo que la estimación de (2) equivale a la de:

¹⁴ La especificación y estimación de un modelo trivariante para $SACT_t$, $SEST_t$ y $SOCUP_t$ podría ser un interesante ejercicio, con un mayor grado de generalidad que el desarrollado en este artículo, pero lo dejamos para un estudio posterior.

$$SACT_t = [\nu_1(B) + \nu_2(B)\hat{\nu}_3(B)] \cdot SEST_t + \nu_2(B) \cdot \hat{N}_t^* + N_t \quad (9)$$

donde:

$$\hat{N}_t^* = OCUP_t - \hat{\nu}_3(B) \cdot SEST_t$$

denota los residuos del modelo previamente estimado (3). La estimación de (4) conduce a la función TFS de la Tabla 2, donde los dos polinomios autorregresivos tienen período de 5 trimestres y 2.6 años, respectivamente, y factores de amortiguamiento de .57 y .80. Los efectos a largo plazo de $SEST_t$ y $\hat{N}_t^*$ sobre $SACT_t$ se estimaron en .26 y .28, respectivamente¹⁵.

La función de transferencia original, que tiene $SEST_t$ y $OCUP_t$ como inputs, puede recuperarse a partir de TF5, para obtener TF6 como la relación estimada. Dicho modelo muestra los efectos del empleo y la educación sobre la participación de las mujeres solteras, con ganancias a largo plazo de .23 y .28. La desviación típica de los residuos se reduce en un 47% en relación a la que se obtuvo para el modelo univariante de $SACT_t$, y en un 34% en relación a la función de transferencia que tiene $SOCUP_t$ como su único input. Esta es una gran mejora en la capacidad explicativa, que es consistente con la interpretación de que el incremento en la participación de mujeres solteras haya sido producido por el importante aumento de capital humano de dicho grupo poblacional, incluso más aun que por las cambiantes condiciones del

¹⁵El uso de $\hat{N}_t^*$ como input nos obligó a cambiar el intervalo muestral a (1978,II)-(1986,IV), de modo que los resultados no son estrictamente comparables a los de TF3.

mercado de trabajo.

La ortogonalidad entre $\widehat{SEST_t}$ y N_t^* nos permite interpretar el polinomio racional estimado $\nu_2(B)$ mide el efecto de $OCUP_t$ sobre $SACT_t$ que no puede explicarse por la correlación entre ocupación femenina y el número de mujeres solteras con niveles de estudios medios o superiores.

Este efecto estimado es de un incremento de 28 mujeres solteras activas por cada 100 mujeres nuevas que encuentran empleo (de cualquier estado civil). El hecho de que el efecto completo se produzca en el mismo trimestre sugiere que no es únicamente una influencia de tipo informativo; podría más bien ser que la incorporación al mercado de trabajo viniese conjuntamente con la aceptación de una oferta de trabajo del modo que ya hemos mencionado en secciones previas. El porcentaje de mujeres solteras en el empleo femenino al final de la muestra fue de 34.8%, lo que es aproximadamente consistente con la interpretación que acabamos de sugerir para la respuesta de $SACT_t$ a $OCUP_t$ ¹⁶.

Un incremento de 100 mujeres solteras con niveles de estudios medios superiores genera un incremento a largo plazo de 26 mujeres solteras activas. Con los datos de la Tabla 3, la función de transferencia estimada TF_6 explica un incremento neto de hasta 266.000 mujeres solteras activas, más elevado pero no en contradicción con

¹⁶ Esto es, aproximadamente 35 de cada 100 mujeres que encuentran empleo son solteras. Si todas ellas pasaran directamente de ser "inactivas" a estar "empleadas" el coeficiente contemporáneo de $OCUP_t$ en la función de transferencia debería ser de .35, frente al .28 que en efecto hemos estimado.

el que en realidad se registró (ver de nuevo la Tabla 3).

5. CONCLUSIONES

En este artículo hemos obtenido evidencia empírica que es consistente con los siguientes puntos de vista: a) la participación femenina en España es sensible a las fluctuaciones del mercado de trabajo, b) cuando deciden si participar o no, las mujeres no solteras son más sensibles a la situación del mercado de trabajo que las mujeres solteras, c) la respuesta a las fluctuaciones del mercado de trabajo no son suficientes como para explicar el importante incremento en participación femenina registrado en los últimos años, y d) la gran mejora en el nivel educativo de la población española proporciona un factor explicativo adicional para el incremento en participación femenina, y e) un modo de interpretar las recientes tendencias en la participación femenina en España es a través del cambio en el proceso de acumulación de capital humano, ocurridio simultáneamente con un período de mayor demanda de mano de obra cualificada. El empleo ha crecido de modo dramático, y ello ha estimulado la participación femenina, tradicionalmente muy inferior a los valores alcanzados en otros países.

Más concretamente, tanto el número de mujeres solteras activas como el de no solteras reaccionan positivamente al empleo femenino, aunque la respuesta es mayor para las mujeres no solteras que para las solteras: de cada 100 mujeres que consiguen empleo, 20 mujeres solteras y 30 no solteras deciden incorporarse al mercado de trabajo. La participación de las mujeres no solteras responde positivamente al empleo masculino, no existiendo una respuesta similar de la participación de las mujeres solteras.

Una posible explicación para esta diferencia es que, teniendo un coste de oportunidades superior de participar, las mujeres no solteras prestan mucha más atención que las mujeres solteras a las condiciones específicas del mercado de trabajo antes de tomar un papel activo en dicho mercado. Estar registrado como buscando un empleo y realmente buscar dicho empleo generan un coste que las mujeres solteras están más dispuestas a asumir.

Una segunda razón para nuestras observaciones descansa en el hecho de que las mujeres solteras tienen una edad promedio que está claramente por debajo a la de las mujeres solteras. Dado el importante incremento reciente en el nivel de estudios de la población más joven en España, ello implica un nivel superior de capital humano para las mujeres solteras. El lugar natural para obtener el rendimiento a dicha inversión es claramente el mercado de trabajo, de modo que las mujeres solteras deberían tener una participación que es mucho más inelástica a la situación del mercado de trabajo que la participación de las mujeres no solteras.

Al incorporar el número de mujeres con niveles de estudios medios o superiores como un factor adicional para explicar la participación, hemos estimado un incremento de 26 mujeres solteras activas por cada adición a la población española de 100 mujeres solteras con los niveles educativos mencionados.

APENDICE 1

Funciones de transferencia implicadas por los
modelos estocásticos bivariantes

A lo largo de este artículo hemos intentado caracterizar la estructura de la relación entre la participación femenina y una variable como el empleo femenino o el empleo agregado. Nuestra estrategia ha consistido en especificar y estimar un modelo estocástico bivalente que puede entenderse como la representación analítica de la distribución de probabilidad conjunta de ambas variables.

Sin embargo, una vez que se ha hecho tal estimación, es crucial obtener una función de transferencia que tiene a la variable a explicar (participación) como output y la variable explicativa (empleo) como input. Ello es necesario para calcular la estructura dinámica de la respuesta del output al input, así como el efecto a largo plazo, es decir, la ganancia de la función de transferencia.

El procedimiento para obtener tal función de transferencia es habitual en la literatura de series temporales. Precisa hacer un supuesto sobre la dirección de causalidad de la correlación contemporánea, del mismo modo que se hace para diagonalizar la matriz de covarianzas de las innovaciones en modelos VAR [ver Sims (1980) o Sargent (1978), por ejemplo].

Comenzando de un modelo bivariante:

$$\begin{bmatrix} \phi_{11}(B) & \phi_{12}(B) \\ \phi_{21}(B) & \phi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}(B) & \theta_{12}(B) \\ \theta_{21}(B) & \theta_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{yt} \\ a_{xt} \end{bmatrix} \quad (A1.1)$$

donde y_t , x_t son el resultado de aplicar a las variables originales Y_t , X_t las transformaciones necesarias para convertirlas en estacionarias, si denotamos:

$$\Sigma = \text{Cov} \begin{bmatrix} a_y \\ a_x \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2_1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma^2_2 \end{bmatrix}$$

y estimamos la regresión: $\hat{a}_{yt} = \gamma \hat{a}_{xt} + \epsilon_t$, la estimación OLS de γ sería $\hat{\sigma}_{12}/\hat{\sigma}^2_2$, lo que puede calcularse directamente del modelo bivariante estimado. La matriz:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -\gamma \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

transforma el vector (a_{yt}, a_{xt}) en el vector (ϵ_t, a_{xt}) con covarianza $(\epsilon_t, a_{xt}) = 0$. La matriz de covarianzas del vector transformado es $A\Sigma A'$. Premultiplicando el modelo por el producto $[A \text{ Adjunto} \theta(B)]$ donde $\theta(B)$ denota la matriz de medias móviles en (A1.1), obtenemos las dos funciones de transferencia:

$$M(B) \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = |\theta(B)| \cdot \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ a_{xt} \end{bmatrix}$$

donde M es la 2×2 matriz producto:

$[M=A.\text{Adjunto}(\theta(B)).\Phi(B)]$, $\Phi(B)$ es la matriz de polinomios de retardos autoregresivos ϕ_{ij} , $i,j = 1,2$, y donde $|\theta(B)|$ denota el determinante de $\theta(B)$. Si denotamos por $M_{ij}(B)$, $i,j = 1,2$ los cuatro elementos de $M(B)$, las funciones de transferencia son:

$$\begin{aligned} M_{11}(B) \cdot y_t &= -M_{12}(B) \cdot x_t + |\theta(B)| \cdot \epsilon_t \\ M_{22}(B) \cdot x_t &= -M_{21}(B) \cdot y_t + |\theta(B)| \cdot a_{xt} \end{aligned}$$

con ganancias a largo plazo $-M_{12}(1)/M_{11}(1)$ y $-M_{21}(1)/M_{22}(1)$, respectivamente.

En el caso del modelo bivalente para $(y_t, x_t) = (\text{SACT}_t, \text{SOCUP}_t)$, estimamos γ por: $\hat{\gamma} = \hat{\rho} \cdot \hat{\sigma}_{aA}/\hat{\sigma}_{a0}$ lo que nos da un valor $\hat{\gamma} = .48$, de modo que:

$$\begin{bmatrix} a_{At} \\ a_{0t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & .48 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ a_{0t} \end{bmatrix}$$

con $\text{Cov}(\epsilon_t, a_{0t})=0$. Introduciendo esta representación en el modelo estimado (2), obtenemos:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1-.15B-.51B^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{VSACT}_t \\ \text{VSOCUP}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1+.34B^4 & .44B+.33B^2 \\ -.55B & 1+.46B \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & .48 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ a_{0t} \end{bmatrix}$$

de modo que siguiendo el procedimiento antes especificado, tenemos:

$$\begin{bmatrix} 1 & -.48 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1+.46B & -.44B & -.33B^2 \\ .55B & 1+.34B^4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1-.15B-.51B^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla SACT_t \\ \nabla SOCUP_t \end{bmatrix} = \\ = |\theta(B)| \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ a_{0_t} \end{bmatrix}$$

donde::

$$|\theta(B)| = 1 + .46B + .24B^2 + .18B^3 + .34B^4 + .16B^5$$

con funciones de transferencia:

$$SACT_t = (.48) \frac{(1+.92B+.69B^2+.33B^4)(1-.15B-.51B^2)}{1+.20B} SOCUP_t + N_t$$

$$\nabla N_t = \frac{|\theta(B)|}{1+.20B} \epsilon_t$$

lo que genera una ganancia de .50 y una función de respuesta al impulso:

$$\nu(B) = .48 + .27B - .03B^2 - .22B^3$$

APENDICE 2: La relación entre el empleo femenino agregado y el número de mujeres solteras con estudios medios o superiores

Los modelos univariantes de las dos series aparecen en el primer panel de la Tabla A2.1. La función de correlación cruzada entre $OCUP_t$ y $SEST_t$, filtradas ambas por sus respectivos modelos bivariantes (Gráfico 5) sugiere que la dirección de la causalidad entre $OCUP_t$ y $SEST_t$ es de la última hacia la primera, con un retraso de dos trimestres, y una posible estructura AR(2).

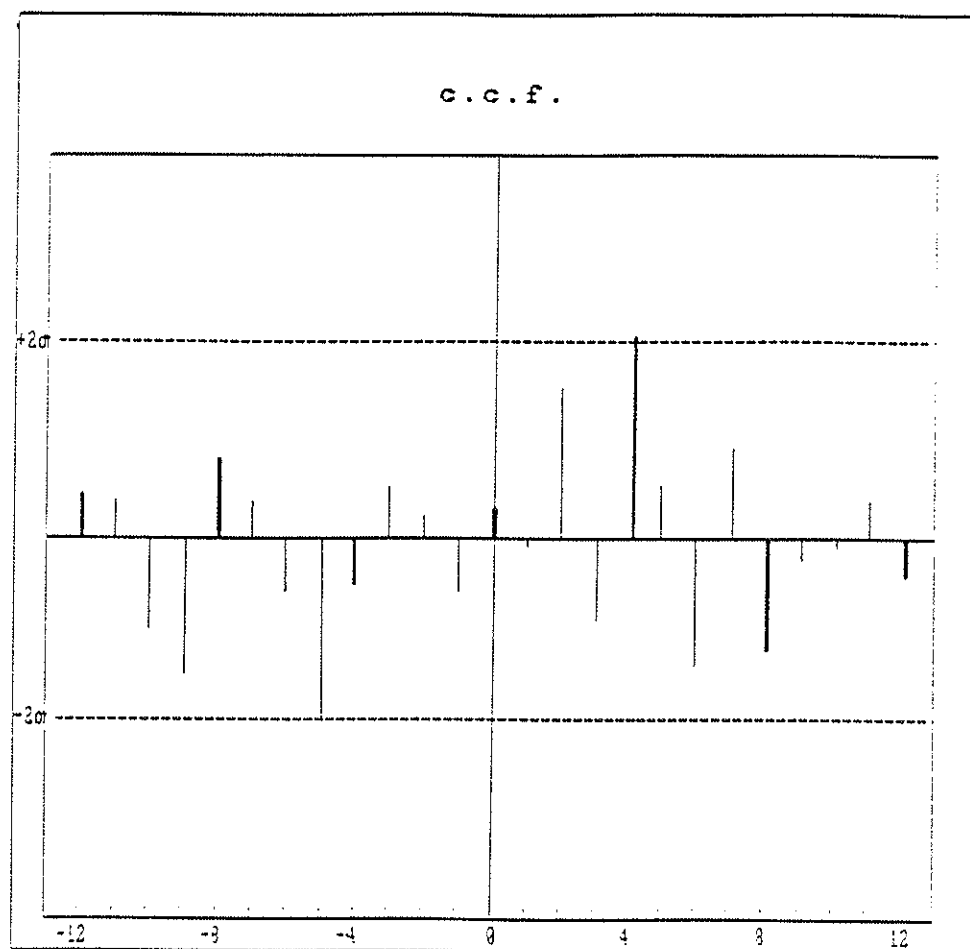
La función de transferencia estimada aparece en el segundo panel de la Tabla A2.1 con una ganancia a largo plazo pequeña, estimada en .12. El período del ciclo que resulta del término AR(2) es, aproximadamente, de tres trimestres, con factor de amortiguamiento de .92.

Los residuos $\hat{N}_t^*$ de esta función de transferencia representan el componente de $OCUP_t$ que no puede explicarse con $SEST_t$ y es precisamente dicha parte de $OCUP_t$ la que queremos que aparezca como input en (7). Para conseguir esto, combinamos las funciones de transferencia (2) y (3) en la Sección 4 para obtener:

$$SACT = [\nu_1(B) + \nu_2(B) \cdot \hat{\nu}_3(B)] \cdot SEST_t + \nu_2(B) \cdot \hat{N}_t^* + N_t$$

una función de transferencia con SACT como input y que los residuos $\hat{N}_t^*$ como sus dos inputs. Una vez que esta relación se ha estimado, $\nu_2(B)$ es el polinomio de retardos asociado con los residuos $\hat{N}_t^*$, mientras que $\nu_1(B)$ pueden identificarse a partir del polinomio de retardos asociado a $SEST_t$, junto con $\hat{\nu}_2(B)$ y el previamente estimado $\hat{\nu}_3(B)$.

GRAFICO 5



FUNCION DE CORRELACION CRUZADA ENTRE EMPLEO FEMENINO ($OCUP_t$) Y EL NUMERO DE MUJERES SOLTERAS CON ESTUDIOS MEDIOS O SUPERIORES ($SEST_t$)

Los valores positivos del eje de abscisas corresponden a la correlación trimestral retardada de $SEST_t$ hacia $OCUP_t$. Los valores negativos corresponden a la correlación en la otra dirección.

TABLA A2.1
EMPLEO FEMENINO Y EDUCACION SUPERIOR

Modelo estimado	$\bar{a}$	$\hat{\sigma}_a$	Valores atípicos
<u>Modelos univariantes:</u>			
1. $\bar{VOCUP}_t = \frac{1 - .31 B^6}{1 - .52 B^4} a_t$	-4777.2 (3971.8)	24803.7	(1985, I): $2.2 \hat{\sigma}_a$
2. $\bar{VSEST}_t = 40384.5 + \frac{1 - .47 B^6}{1 - .05 B - .38 B^2} a_t$	-322.9 (2243.1)	13827.6	(1981, III): $2.3 \hat{\sigma}_a$
<u>Función de transferencia:</u>			
3. $OCUP_t = \frac{.35 B^2}{1 + .98 B + .85 B^2} SEST_t + N_t^*$	-4140.2 (3663.6)	21674.1	(1984, II): $-2.0 \hat{\sigma}_a$
	$VN_t^* = \frac{1 - .34 B^6}{1 - .72 B} a_t$		(.15) (.12)

REFERENCIAS

Albaracín, J., Artola, C. (1989): "Oferta y demanda de trabajo en el período 1977-1988", Boletín Económico, Banco de España, Julio 1989.

Burdett, K. y D.T. Mortensen (1978): "Labor Supply under Uncertainty", en R.G. Ehrenberg, ed., Research in Labor Economics, vol. 2, 109-158. Greenwich, Conn.: JAI Press.

Engle, R. y C. Granger (1987): "Co-integration and Error correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, 55, Vol.2, 251-276.

Fernández, F.(1985): "La participación laboral de la mujer: Un análisis microeconómico", Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Finegan, T.A. (1981): "Discouraged Workers and Economic Fluctuations". Industrial y Labor Relations Review 35, 88-102.

García, J.; González Páramo, J.M., y Zabalza, A. (1988): "The determinants of labor supply decisions by spanish females", manuscrito.

Gracia, M. (1988): "Rasgos característicos del desempleo y de la participación en España". Documento de Trabajo. FEDEA. 88-09.

Hernández, F., y Riboud, M. (1985): "Trends in labor force participation of spanish women: An interpretative essay", Journal of Labor Economics, Vol. 3, nº1.

Jenkins, G.M. y A.S. Alavi (1981): "Some aspects of modelling and forecasting multivariate time series", Journal of Time Series Analysis, vol 2, nº 1, 1-47.

Killingsworth, M.R. (1983): Labor supply, Cambridge U. Press, New York.

Killingsworth, M.R. y J.J. Heckman (1986): "Female Labor Supply: A Survey", in Handbook of Labor Economics, chapter 2, vol. 1.

Layard, R. y J. Mincer (1985): "Trends in women's work, education and family building", Journal of Labor Economics, 3 (special edition), S1-S396.

Lundberg, S. (1981): "The Added Worker Effect: A Reappraisal". Working Paper no. 706. National Bureau of Economic Research.

Mincer, J. (1966): "Labor Force Participation and Unemployment: A Review of Recent Evidence", en R.A. Gordon y M.S. Gordon, eds., Prosperity and Unemployment, pp 73-112. New York, Wiley.

Novales, A., (1989): "La incorporación de la mujer al mercado de trabajo en España: Participación y ocupación", Moneda y Crédito, 188, 243-281.

Robinson, C. y N. Tómes (1985): "More on the labour Supply of Canadian women", Canadian Journal of Economics, 18, 156-163.

Sargent, T.J. (1978): "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations", Journal of Political Economy, vol. 86, 6. 1009-1044.

Sims, C.A. (1980): "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered", American Economic Review, vol 10, 2, 250-259.