

ESTIMACIÓN DEL DESEMPLEO FEMENINO OCULTO: UN ANÁLISIS REGIONAL*

Alfonso Moral de Blas
Ángel Martín Román**

Resumen

El cambio en la definición de desempleado en la Encuesta de Población Activa (EPA) ha sido muy controvertido. Un endurecimiento en los requisitos para considerar a un individuo como laboralmente activo provoca una reducción de la tasa oficial de desempleo. Este artículo va en una dirección contraria, y defiende que las tasas oficiales de desempleo –en especial las femeninas–han estado infraestimadas durante los últimos veinticinco años. El objetivo de este trabajo es cuantificar este desempleo femenino oculto para las Comunidades Autónomas españolas.

Abstrac

The changes observed on the unemployment definition in the *Encuesta de Población Activa* (EPA) have been a quite controversial issue. Harder requirements to be considered as an active laboring individual generate lower levels in the official rate of unemployment. This paper goes in a contrary, and it postulates that the official rates of unemployment – specially the rates of unemployment of women – have been underestimated through the last 25 years. The objective of this work is to quantify the hidden unemployment among women in the Spanish Autonomous Communities.

* Los autores quieren agradecer al Comité Editor de la revista *Prospectiva Económica* los comentarios realizados en la revisión del presente artículo.

** Departamento de Fundamentos del Análisis Económico, Fac. CC. Sociales, Jurídicas y de la Comunicación, Segovia. Universidad de Valladolid, España.

Introducción

Las variaciones cíclicas de la oferta de trabajo son uno de los temas más analizados dentro de la economía laboral. Se suele decir que existen dos hipótesis contrapuestas en relación con este tópico. En primer lugar, la hipótesis del trabajador desanimado, asociada normalmente a los trabajos de Long (1953, 1958), predice un comportamiento procíclico de la oferta de trabajo. En segundo lugar, la hipótesis del trabajador añadido, asociada al trabajo de Woytinsky (1940), postula un comportamiento contracíclico de la oferta de trabajo, sobre todo la de aquellos grupos de trabajadores 'secundarios' dentro de la familia (por ejemplo los estudiantes y las amas de casa). En este sentido los trabajos de Prieto y Rodríguez (2000, 2001) y Sánchez Mangas y Sánchez Marcos (2004) utilizando microdatos concluyen que no se puede descartar la hipótesis del trabajador añadido.

El objetivo de este trabajo se concreta en estudiar cómo afecta este comportamiento cíclico de la oferta de trabajo a la tasa de desempleo que se mide en las estadísticas oficiales. Para ello, se sigue la metodología propuesta por Tachibanaki y Sakurai (1991). El procedimiento seguido utiliza como referente la fuerza laboral femenina de las Comunidades Autónomas españolas e investiga, en una primera etapa, si presenta un comportamiento pro-cíclico o contra-cíclico. En una segunda etapa, se reconstruye la tasa de paro de estos colectivos utilizando los resultados obtenidos anteriormente. Por lo tanto, la finalidad de este artículo es verificar si las tasas de paro femeninas han estado infraestimadas en estas últimas décadas caracterizadas por un alto nivel de desempleo en el conjunto de las Comunidades Autónomas, tal y como predice la hipótesis del trabajador desanimado, o por el contrario han estado sobrestimadas como señalaría la hipótesis del trabajador añadido.

La organización del resto del artículo es la siguiente: El apartado 2 se dedica a revisar el contexto socioeconómico en que se encuadra el trabajo. En el apartado 3, se lleva a cabo el trabajo empírico: primero se describen las fuentes de datos y las variables utilizadas y después se comentan los principales resultados obtenidos del análisis econométrico. En el apartado 4, se resumen de los resultados que se logran y se detallan las principales conclusiones alcanzadas.

Descripción del contexto socioeconómico

En España, la relación de la mujer con el mercado de trabajo ha sido históricamente y es actualmente diferente a la del hombre. Para tener una idea de las diferencias existentes en el mercado de trabajo entre los varones y las mujeres uno puede consultar algunas cifras relativas a diferentes magnitudes laborales, observar los datos referidos al colectivo masculino y al femenino y encontrará a las mujeres, casi siempre, en una situación de inferioridad. Así, si uno compara las tasas de participación laboral, las tasas de ocupación o las tasas de desempleo, observa sistemáticamente que las mujeres se encuentran en una situación peor que los varones. Del mismo modo, se puede comprobar que las mujeres perciben salarios inferiores a los de los varones o que se concentran en ocupaciones muy específicas y que suelen estar caracterizadas por remuneraciones bajas. No obstante, hay que apuntar que observar discrepancias estadísticas no es lo mismo que constatar comportamientos discriminatorios en el mercado de trabajo, ya que en ocasiones existen explicaciones para justificar, al menos, parte de esas discrepancias.

Por lo que respecta a las tasas de paro femeninas, hay que apuntar que se ven afectadas por consideraciones de oferta de trabajo y por consideraciones de demanda de trabajo. Al definirse los desempleados como la diferencia entre los activos laborales (esto es, lo que desean trabajar) y los ocupados, las modificaciones en las tasas de actividad y de ocupación tendrán su reflejo en cambios en la tasa de paro. Por lo que respecta a la tasa de actividad femenina, hay que decir que ésta ha presentado una tendencia claramente creciente durante los años 80 y los años 90, pasando de valores inferiores al 30% hasta superar el 40% en el año 2000. Sin embargo los niveles de actividad femenina permanecen aun lejos del nivel de actividad masculina que, pese a seguir una senda descendente, supera el 60%. Según Toharia *et al* (1998), estas tendencias son el resultado de diversas tendencias de las tasas por edades. Según estos autores, las mujeres están abandonando el modelo tradicional de actividad, que tras ser muy elevada en los primeros años disminuía con el matrimonio, o con el nacimiento del primer niño. En este sentido Garrido (1993) observa en los 80 un aumento de la actividad de las mujeres entre 30 y 45 años, esto indica un movimiento de retorno que hasta entonces no había ocurrido en

España. En otros trabajos de la literatura sobre este tema se han apuntado diferentes explicaciones para justificar el aumento de las tasas de actividad femeninas. Por una parte, se considera que las oportunidades laborales de las mujeres han aumentado debido a diferentes causas. Así, las empresas han preferido contratar más mujeres – en términos relativos – debido a la confluencia de varios factores, entre los que se pueden destacar el auge del sector servicios y el declive del sector manufacturero, el desarrollo de nuevas tecnologías que permiten a las empresas sustituir trabajadores masculinos por mujeres, la efectividad de las políticas anti-discriminación y, sobre todo, el gran incremento de la educación superior en el colectivo femenino que ha provocado que actualmente superen a los varones. Por otro lado, se ha argumentado que la reducción de las tasas de fertilidad femeninas, la disponibilidad de nuevas tecnologías que facilitan el trabajo doméstico y el aumento de esquemas flexibles en el tiempo de trabajo han ayudado a que las mujeres entraran dentro de la fuerza de trabajo.

Si se ubica la participación laboral femenina española dentro del contexto de la Unión Europea de 15 estados miembros (para los cuales existe información estadística elaborada), se encuentra que España presenta una baja participación laboral desde el punto de vista relativo. A partir de los últimos datos publicados en el Anuario de Estadísticas Laborales, se puede apuntar que la tasa de actividad femenina más alta de la Unión Europea la tiene Dinamarca con casi un 60%, seguida de Suecia, Finlandia, Países Bajos, Reino Unido, Portugal, Austria, Alemania, Francia e Irlanda, todos ellos por encima de la media de la UE del 47,6%. Por debajo de esa media, se encuentran Luxemburgo, Bélgica, España con un 41%, Grecia e Italia. Es decir España ocupa el décimo tercer lugar de quince.

La tasa de ocupación femenina sigue un comportamiento similar a la actividad, aunque el crecimiento es menos acentuado. Y al igual que antes sigue una evolución contraria a la del caso masculino. Este resultado, junto con el ya visto de la actividad, es que nos indica la evolución seguida por el desempleo. La tasa de paro sufre un aumento muy brusco durante todo el periodo, pero en especial en el caso femenino, donde la tasa de paro se multiplica por cuatro entre 1977 y el año 2000. Y todo ello dentro de un ciclo económico claramente recesivo al comienzo de cada década y expansivo en los años finales. El aumento continuo de la actividad femenina diluye la creación de empleo de las fases expansivas y acentúa la pérdida de empleo de las recesivas.

Con respecto a la situación del desempleo femenino español dentro del contexto de la Unión Europea, hay que señalar que España presenta la tasa de paro femenina más alta de la Unión de 15 estados miembros. Por poner algunos ejemplos ilustrativos, la tasa española es cinco veces superior a la de los Países Bajos o casi el doble del agregado de la Unión Europea. Solamente Grecia y, en menor medida, Italia presentan tasas comparables a las españolas. Si se construye un índice en el cual se mide en el numerador la tasa de paro femenina y en el denominador la masculina de cada país, se observaría que el cociente presenta valores menores a la unidad para países como el Reino Unido, Suecia, Irlanda, Austria, Alemania o Finlandia. Esto quiere decir que la tasa femenina es menor que la masculina en estos países. No obstante, para el conjunto de la Unión la tasa de paro femenina es un 25% más alta que la masculina. España ocuparía el penúltimo lugar de la clasificación, solamente delante de Grecia y, sus tasas de paro femeninas doblarían a las masculinas.

Análisis empírico

Este epígrafe se va a organizar de la siguiente manera. En primer lugar se explican cuales han sido las fuentes de datos utilizadas, se describen las variables que hemos utilizado en este estudio, y se ubica temporalmente y espacialmente nuestro trabajo. En segundo lugar, se explica el procedimiento utilizado para la construcción de la tasa de paro corregida y se presentan los principales resultados econométricos. Finalmente, comparando la tasa de paro oficial con la que se construye en este trabajo, se obtiene una cuantificación del desempleo oculto para las diferentes regiones consideradas y para el conjunto del país, y se procede al comentario de las principales conclusiones obtenidas en el trabajo.

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la base de datos TEMPUS que proporciona el Instituto Nacional de Estadística (INE), y más concretamente, de la serie de principales resultados de la Encuesta de Población Activa (EPA)¹ Los datos se han obtenido con posterioridad a la reponderación que ha sufrido la EPA en 2002.

¹Los datos se han obtenido con posterioridad a la reponderación que ha sufrido la EPA en 2002.

En cuanto al periodo abarcado por nuestro estudio, coincide con la dimensión temporal que proporciona la EPA. Se incluyen datos desde 1977 hasta 2001, únicamente se prescinde de 1976 debido a que no se dispone de información completa para los cuatro trimestres.

Por lo que se refiere a las series que hemos utilizado para nuestro estudio, han sido cuatro: la 'tasa de actividad femenina', la 'tasa de paro de los varones', la serie de 'mujeres ocupadas' y la serie 'mujeres en edad de trabajar'. Todas estas series se han utilizado con periodicidad anual en el trabajo empírico de este artículo.

Desde el punto de vista espacial, en este artículo se adopta una perspectiva regional. Se incluyen tanto los datos de España, como los de una serie de Comunidades Autónomas. Más concretamente se analizan Andalucía, Aragón, Canarias, Castilla y León, Castilla La Mancha, Cataluña, Comunidad Valenciana, Extremadura, Madrid, Navarra y País Vasco. Esta selección de regiones realizada, responde a la adecuación de la tasa de actividad femenina con el modelo que nosotros hemos propuesto para ella, de hecho solo se han incluido las regiones que presentaban coeficientes de determinación superiores al 95%, un alto nivel de significación que es necesario para dar validez al desarrollo metodológico que veremos a continuación.

La tasa de desempleo de una economía se puede definir como el cociente entre el número de desempleados y la población activa que existen en ella. No obstante, las hipótesis del trabajador añadido y desanimado ponen el énfasis en que es muy probable que el número de activos que recogen las estadísticas oficiales no coincida con el verdadero número de éstos. Esto produciría un sesgo en las tasas de paro oficiales y las tasas de desempleo que tienen en cuenta estos efectos. Con el fin de corregir este sesgo, en este trabajo se pretende calcular una nueva tasa de paro que incorpore dichas hipótesis y sus consecuencias sobre la oferta de trabajo y, por ende, sobre la tasa de desempleo.

Desde el punto de vista poblacional, vamos a adoptar una perspectiva de género y vamos a estudiar el caso femenino. En otras investigaciones se ha establecido con generalidad que este colectivo se muestra más sensible al estado del ciclo económico que el de los varones. De este modo, es de esperar que las tasas de paro que tienen en cuenta los

efectos del trabajador añadido y desanimado difieran de las oficiales más en el caso de las mujeres que en el caso de los hombres.

Metodología

Vamos a llamar TPC a la nueva tasa de paro que vamos a construir, y la vamos a definir como:

$$TPC = \frac{AC - O}{AC} \quad (1)$$

Donde el significado de las variables es el siguiente: AC es el número de mujeres activas que habría en el mercado de trabajo en cada periodo considerado si supusiéramos que la economía está en una situación de pleno empleo, y O el número de mujeres ocupadas en cada momento del tiempo.

El primer paso será estimar el valor de AC . La realización de esta estimación pasa por modelizar la evolución seguida por la tasa de actividad de las mujeres. Para ello se ajusta una relación econométrica donde se hace depender dicha tasa de actividad de una serie de regresores, entre ellos un indicador del estado del ciclo económico. El resultado de esta modelización aparece recogido en la ecuación (2).

$$TA_{jt} = a_{0j} + aU_{jt} + a_{2j}T_j + a_{3j}D01 + e_{jt} \quad (2)$$

Donde las variables se explican como sigue:

TA_{jt} : Tasa de actividad femenina (expresada en tantos por uno) de la Comunidad Autónoma j en el momento t .

U_{jt} : Tasa de desempleo de los varones de la región j en el momento t . Esta variable se utiliza como 'proxy' del estado del ciclo económico (siendo este procedimiento muy habitual en el campo de la Economía Laboral).

T_j : Tendencia temporal de la región j , y que resulta de aplicar el filtro Hodrick-Prescott a la correspondiente tasa de actividad (el parámetro de alisado seleccionado para el filtro es $l=100$, que se corresponde con el que habitualmente se aplica para datos anuales).

D01: Variable ficticia que toma el valor uno cuando estamos en el año 2001 y cero en el resto de los años².

U_{jt} es la variable que nosotros utilizamos para recoger el ciclo económico. Se ha elegido esta variable en lugar de la tasa de variación del PIB porque, tal y como opera el mercado de trabajo, es una mejor aproximación (véase Pencavel, 1986 y Killingsworth y Heckman, 1986). Además, es mejor utilizar la tasa de paro de los varones que la tasa de paro global porque se evitan los problemas de endogeneidad, derivados de contabilizar la población activa femenina en los dos lados de la expresión (2), y que se producirían si utilizáramos la tasa de desempleo global.

Desde un punto de vista meramente econométrico, es un hecho conocido que la mayoría de las variables económicas reales suelen ser integradas de orden 1 ($I(1)$), esto es presentan una raíz unitaria³. Sin entrar en muchos detalles, si nos parece importante destacar que las regresiones entre variables $I(1)$ pueden generar problemas de correlación espuria. También es posible que exista una combinación lineal entre las variables que nos proporcionen residuos estacionarios y que estaría indicando la presencia de una relación de cointegración, o de equilibrio de largo plazo entre las variables.

Teniendo en cuenta lo que se acaba de apuntar, un primer paso, previo al análisis econométrico que acabamos de mencionar, consiste en comprobar el grado de integración de las series. Para determinar el número de raíces unitarias que poseen nuestras series vamos a utilizar dos tests: *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* y *Phillips-Perron (PP)*.⁴

Una vez comprobado que las variables utilizadas presentan un mismo orden de integración, el siguiente paso es realizar la estimación de la tasa de actividad de acuerdo a la relación establecida en la ecuación (2). Los resultados de esa estimación se presentan en la tabla 1.

Siguiendo a Suriñach et al. (1995), hay que decir que la presencia de raíces unitarias origina que las distribuciones de los estimadores y

² Se introduce esta variable en la regresión porque en la mayoría de las series se apreció una fuerte reducción del desempleo en el año 2001 y su inclusión mejoró la bondad de la regresión en muchas de las regiones.

³ Para obtener unos conocimientos básicos sobre el tema de las raíces unitarias pueden consultarse, por ejemplo, los trabajos de Dolado et al. (1990), Campbell y Perron (1991) y Holden y Perman (1994).

⁴ Los resultados de los test de raíces unitarias están a disposición de los lectores y se pueden obtener mediante contacto con cualquiera de los autores.

estadísticos, bajo la hipótesis de no estacionariedad, se basen en procesos de Wiener. Esto significa que las distribuciones estándar (la normal y sus distribuciones asociadas) no son aplicables. Los t-ratios de los parámetros del vector de cointegración están sesgados y son inconsistentes. Por tanto, la inferencia sobre los parámetros estimados no se puede hacer de la manera tradicional. No obstante, dicho sesgo se reduce a medida que es mayor el estadístico R^2 , según señala Banerjee et al. (1986)⁵. Por este motivo, y para obtener una mayor fiabilidad en nuestras regresiones, solamente se han tenido en cuenta aquellas regiones que presentaron un coeficiente de determinación superior al 95% en la regresión considerada.

Una vez hecho todo el análisis previo, el siguiente paso es comprobar que realmente existe una relación de largo plazo entre las variables. Para ello, debemos recurrir nuevamente a los tests de raíces unitarias y demostrar que los residuos de nuestra regresión son estacionarios⁶.

Una vez comprobada la validez de nuestras estimaciones y admitida la relación de largo plazo entre las variables (por lo menos a unos niveles de confianza estadística bastante convencionales), continuamos con el siguiente paso del proceso. Con los valores de a_{0j} , a_{1j} , a_{2j} y a_{3j} obtenidos de la estimación de la ecuación (2), y sustituyendo la serie de la tasa de paro de los varones por un valor constante que refleje la situación de pleno empleo, podemos obtener una nueva serie de tasa de actividad femenina que no tenga en cuenta las oscilaciones cíclicas de la economía.

Para llevar a cabo estos cálculos es necesario un paso previo que consiste en determinar cuales son las condiciones que ha de presentar una economía para estar en pleno empleo. Dado que nuestro indicador del ciclo económico es la tasa de paro masculina, la situación de pleno empleo estaría reflejada por una tasa de paro suficientemente pequeña como para incluir únicamente las situaciones de paro voluntario y friccional. En este trabajo se ha optado por fijar en un 3% esa tasa de paro, que podríamos considerar irreductible, y a partir de la cual se puede considerar que empieza a aparecer el denominado paro involuntario⁷. Sustituyendo esa tasa

⁵ Sin embargo, Banerjee et al. (1993) señalan que esta forma de medir el sesgo pierde 'robustez' a medida que se incrementa el número de variables incluidas en la relación de cointegración, puesto que, como es conocido, el estadístico R^2 siempre aumenta al aumentar el número de variables incluidas en la regresión.

⁶ Ver nota 4.

⁷ Obviamente no deja de ser un valor arbitrario, aunque – desde nuestro punto de vista – razonable si tenemos en cuenta que es el nivel de desempleo mínimo que se alcanza en el periodo considerado.

irreductible de desempleo en lugar de la tasa de paro de los varones en la estimación realizada de la ecuación (2), se obtiene una nueva serie de tasa de actividad femenina que ya descuenta el efecto del nivel de desempleo sobre las decisiones de oferta de trabajo.

Multiplicando la tasa de actividad que acabamos de calcular por la de mujeres en edad de trabajar calculamos la nueva serie de mujeres activas corregida de los efectos del ciclo económico (*AC*). Posteriormente utilizando *AC*, la serie de ocupadas del INE y aplicando la relación expresada en la ecuación (1), ya obtenemos la nueva tasa de paro femenina que descuenta los efectos que causa el ciclo económico sobre la decisión de participar en el mercado de trabajo.

Resultados

La primera conclusión que se puede extraer de este estudio se deduce del signo negativo que presenta el coeficiente de la variable con la que se aproxima la evolución del ciclo económico en la ecuación (2) (tabla 1) para todas las regiones y para el conjunto de la nación. Este resultado viene a indicar un predominio de la hipótesis del trabajador desanimado para todas las Comunidades Autónomas consideradas y para España. El periodo de tiempo considerado no se ha caracterizado por una situación de pleno empleo en España, solamente Aragón, Navarra y País Vasco han tenido – y solamente en 1977– tasas de paro de los varones ligeramente inferiores al 3%. Esto significa que existe un número de mujeres activas en ‘estado latente’ que eventualmente debería incrementar la población activa. En otras palabras: existe un número de mujeres que deberían computarse como desempleadas y que no son tenidas en cuenta en las estadísticas oficiales. Este fenómeno es lo que denominamos desempleo femenino oculto en este trabajo.

En segundo lugar, y confirmando lo apuntado en el párrafo anterior, se puede comprobar la existencia de un desempleo femenino oculto si se observa la figura 1⁸ (donde aparecen la nueva tasa de paro corregida (*TPC*), junto con la tasa de paro oficial (*TP*) y la diferencia existente entre ambas

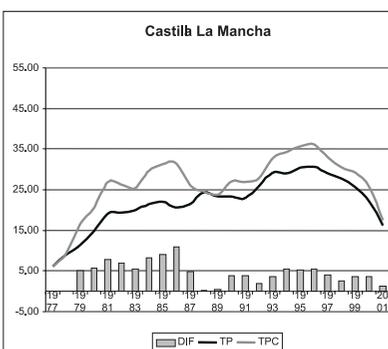
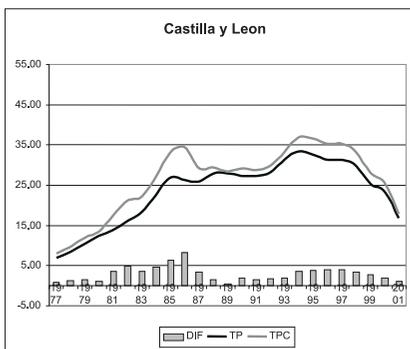
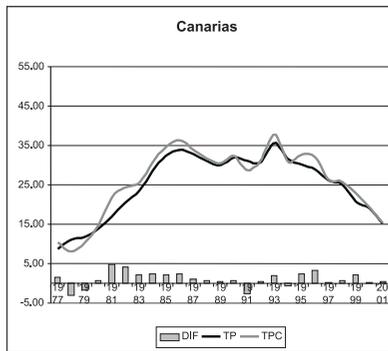
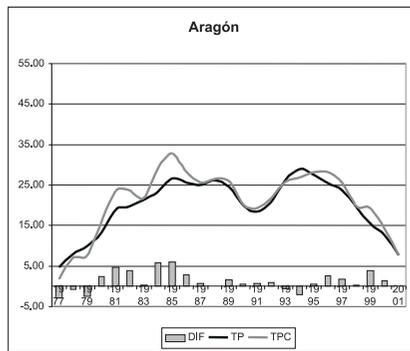
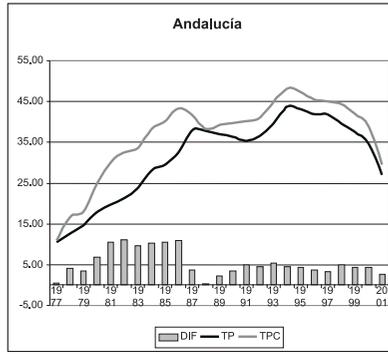
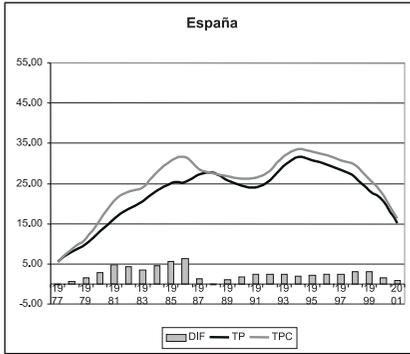
⁸ Los valores numéricos asociados a esa figura se encuentran disponibles previa solicitud a cualquiera de los autores.

(DIF)) se observa que las diferencias entre TPC y TP presentan un valor casi siempre positivo, lo que indica la existencia del fenómeno del desempleo femenino oculto. También se puede apreciar que la tasa de paro corregida suele estar por encima de la oficial y que el diagrama de columnas de la diferencia suele mostrar valores positivos.

| | | | | | |
|----------------------|--------|--------|-------|--------|------|
| Andalucía | 0.582 | -0.120 | 1.080 | -4.099 | 0.98 |
| Aragón | -0.104 | -0.107 | 1.033 | -1.762 | 0.97 |
| Canarias | -0.166 | -0.038 | 1.024 | -1.470 | 0.98 |
| Castilla y León | -1.549 | -0.162 | 1.111 | -2.748 | 0.98 |
| Castilla la Mancha | 0.478 | -0.193 | 1.066 | -2.667 | 0.98 |
| Cataluña | 0.463 | -0.050 | 1.005 | -0.747 | 0.98 |
| Comunidad Valenciana | -0.139 | -0.077 | 1.033 | -0.863 | 0.97 |
| Extremadura | 0.192 | -0.216 | 1.157 | -7.606 | 0.98 |
| Madrid | -0.086 | -0.031 | 1.015 | -1.030 | 0.99 |
| Navarra | 2.300 | -0.154 | 0.970 | -0.945 | 0.99 |
| País Vasco | 0.313 | -0.066 | 1.017 | -0.789 | 0.98 |
| España | -0.140 | -0.100 | 1.048 | -2.018 | 0.99 |

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos que proporciona la EPA.

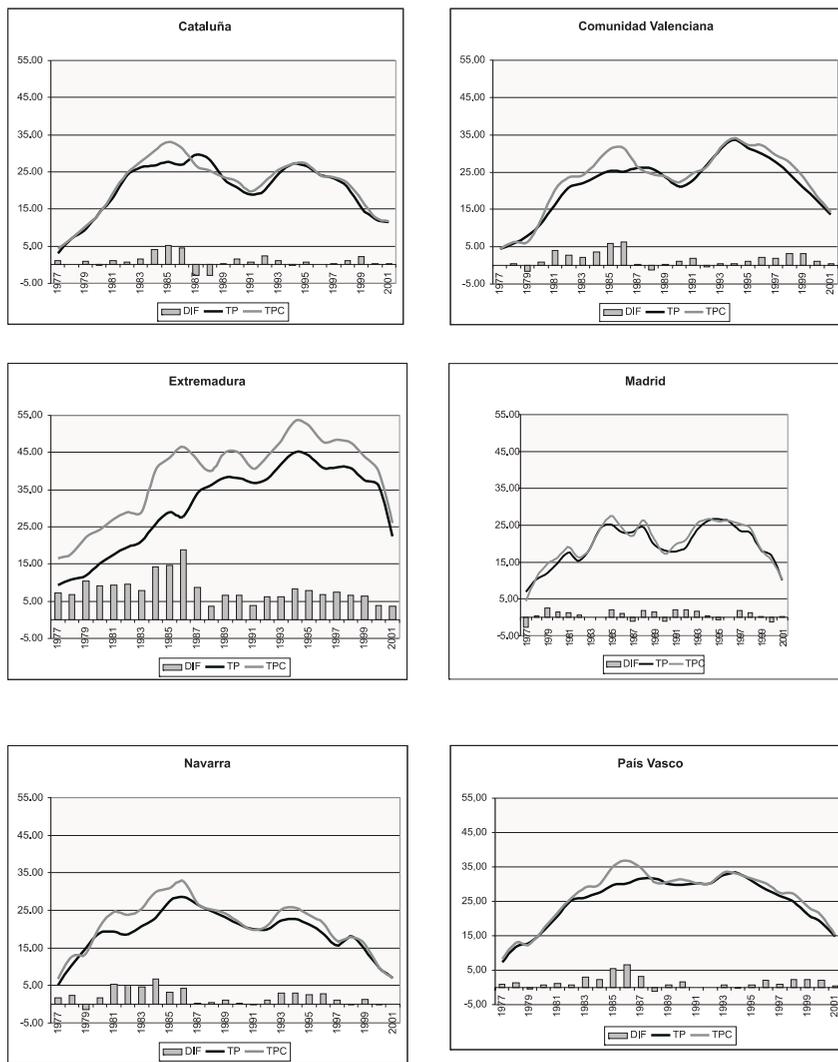
Figura 1 parte (1/2)
Tasa de paro corregida, tasa de paro oficial y diferencias



Fuente: Elaboración propia con datos.

Figura 1 (parte 2/2)

Tasa de paro corregida, tasa de paro oficial y diferencias



Fuente: elaboración propia con datos.

La tabla 2 se muestra como un resumen de la presente investigación. Las tres primeras columnas se refieren al valor promedio que toma la diferencia entre *TPC* y *TP*, la primera para el conjunto del periodo y las siguientes a los periodos de más repunte del desempleo⁹. Esos promedios reflejan que, + para el conjunto de España y como media, han existido en el periodo considerado 2.4 puntos porcentuales de desempleo oculto femenina que no recogen las tasas de paro oficiales, llegando a superar los 4 puntos en el periodo comprendido entre 1983 y 1987. Ese problema es especialmente relevante en Extremadura, donde se llegan a superar los 8 puntos porcentuales en el conjunto del periodo y casi alcanza los 13 en el primer periodo de repunte del desempleo.

Entre el resto de regiones, donde más infravalorado aparece el desempleo femenino es, por este orden, en Andalucía, Castilla La Mancha y Castilla y León, regiones que también superan ampliamente los valores sufridos por España, llegando incluso a duplicarlos en el caso de Andalucía. El resto de la tabla 2 nos proporciona datos del valor máximo de la diferencia entre tasas (oficial y corregida), así como el año en que se produce, y de cuales son los rankings de regiones con más infravaloración en el desempleo, tanto en términos de valor máximo como de promedio. En este caso, vuelve a ser Extremadura la que proporciona los valores extremos, con un valor máximo próximo a los 19 puntos porcentuales, y vuelven a ser las dos Castillas y Andalucía las que le siguen en el ranking de paro oculto en España.

| | Promedio | | | Máximo | | Ránking | |
|--------------------|----------|-------|-------|--------|------|----------|--------|
| | 77-01 | 83-87 | 93-97 | Valor | Año | Promedio | Máximo |
| ESPAÑA | 2.44 | 4.16 | 2.23 | 6.19 | 1986 | | |
| Andalucía | 5.37 | 9.03 | 4.21 | 11.06 | 1982 | 2 | 2 |
| Aragón | 1.30 | 3.14 | 0.46 | 6.09 | 1985 | 8 | 8 |
| Canarias | 1.08 | 2.04 | 1.42 | 4.83 | 1981 | 9 | 10 |
| Castilla y León | 2.92 | 5.26 | 3.45 | 8.24 | 1986 | 4 | 4 |
| Castilla La Mancha | 4.36 | 7.68 | 4.80 | 10.89 | 1986 | 3 | 3 |
| Cataluña | 0.97 | 2.48 | 0.40 | 5.18 | 1985 | 10 | 9 |
| C. Valenciana | 1.59 | 3.62 | 1.17 | 6.27 | 1986 | 6 | 7 |
| Extremadura | 8.05 | 12.88 | 7.32 | 18.88 | 1986 | 1 | 1 |
| Madrid | 0.68 | 0.46 | 0.74 | 2.58 | 1979 | 11 | 11 |
| Navarra | 2.01 | 3.83 | 2.48 | 6.84 | 1984 | 5 | 5 |
| País Vasco | 1.45 | 4.10 | 0.80 | 6.63 | 1986 | 7 | 6 |

Fuente: Elaboración propia

⁹ Concretamente esos dos lustros se corresponden con aquellos periodos en los que la tasa de desempleo de la EPA para los varones – en el conjunto de España – se situó en unos niveles por encima del 15%.

Conclusiones

El efecto de la situación económica sobre la participación en el mercado de trabajo ha surgido como una de las grandes fuentes de controversia dentro de la economía laboral. Por un lado están los defensores del carácter procíclico de la participación y que apoyan la hipótesis del trabajador desanimado. Por otro, están los partidarios del comportamiento contracíclico de la oferta de trabajo, y que por lo tanto, defienden la hipótesis del trabajador añadido.

En este trabajo se ha buscado el efecto predominante dentro de nuestro país y en determinadas Comunidades Autónomas, y se ha seleccionado un grupo poblacional muy sensible a la situación económica como son las mujeres. Con este propósito, se ha realizado un estudio comparado de las tasas de paro oficiales y unas nuevas tasas, que se han elaborado en este trabajo, y que han intentado incorporar el desempleo oculto de nuestra economía. El resultado de esta comparación nos ha permitido admitir la hipótesis del trabajador desanimado para España y todas las Comunidades Autónomas analizadas.

El periodo muestral considerado en este trabajo ha estado caracterizado por unas tasas de paro muy elevadas en España, siendo especialmente relevantes en Comunidades como Andalucía o Extremadura. Esta situación laboral, junto con la confirmación del predominio de la hipótesis del trabajador desanimado en nuestra economía, nos ha permitido confirmar la infravaloración de las tasas de desempleo oficiales, y la existencia de un desempleo femenino oculto que agrava más si cabe la situación del mercado laboral español.

Referencias

- Banerjee, A., Dolado, J., Hendry, D.F. y Smith, G.W. (1986). "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte Carlo evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, pp. 253-277.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. y Hendry, D.F., 1993: *Co-integration, error-correction and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press.
- Campbell, J. Y. y Perron, P., 1991: "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots", *NBER Macroeconomics Annual* (Cambridge, Mass: MIT Press), pp. 141-201.
- Dolado, J. J., Jenkinson, T. and Sosvilla-Rivero, S., 1990: "Cointegration and unit roots", *Journal of Economics Surveys*, 4, pp. 249-273.
- Engle, R.F. y Yoo, S. (1987). "Forecasting and testing in co-integrated systems", *Journal of Econometrics*, 35, pp. 143-159.
- Garrido, L. (1993). *Las dos biografías de la mujer en España*, Madrid, Instituto de la Mujer, Colección de Estudios.
- Holden, D. y Perman, R. (1994). "Unit root and cointegration for the economist". En Bhaskara, B, editor, *Cointegration for the applied economist*, Londres, The Macmillan Press.
- Killingsworth, M. R. y Heckman, J.J. (1986). Labour supply of women, a survey, in *Handbook of Labour Economics*, Ashenfelter, O., Layard, R. (ed), Amsterdam, North-Holland.
- Long, C. (1953). Impact of effective demand on the labor supply", *American Economic Review*, Papers and Proceedings 43, pp. 458-467.
- Long, C. (1958). In, *The labor force under changing income and employment*. Princeton University Press.
- Pencavel, J. (1986). *Labour supply of men, a survey*, in *Handbook of Labour Economics*, Ashenfelter, O., Layard, R. (ed), Amsterdam, North-Holland.
- Prieto Rodríguez, J. y Rodríguez Gutiérrez, C. (2000). "The added worker effect in the Spanish case", *Applied Economics*, 32, pp. 1917-1925.

- Prieto Rodriguez, J. y Rodriguez Gutierrez, C. (2003). "Participation of married women in the European labor markets and the "added worker effect", *The Journal of Socio-Economics*, Elsevier, vol. 32(4), pp. 429-446.
- Sánchez Mangas, R. y Sánchez Marcos, V. (2004). *Reconciling female labor participation and motherhood: the effect of benefits for working mothers*, FEDEA, EEE 195
- Suriñach, J., Artís, M., López, E. y Sansó, A. (1995). *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración*, Antoni Bosch Editor.
- Toharia, L., Albert, C., Cebrián, I., García Serrano, C., García Mainar, I., Malo, M.A., Moreno, G. y Villagomez, E. (1998). *El mercado de trabajo en España*. McGraw-Hill/ Interamerica de España, Madrid, S. A. U.
- Tachibanaki, T. y Sakurai, K. (1991). "Labour supply and unemployment in Japan", *European Economic Review*, 35, pp. 1575-1587.